

Aus dem Institut für Agrarökonomie
der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

**Preisbeziehungen auf Märkten
der Agrar- und Ernährungswirtschaft**

Dissertation
zur Erlangung des Doktorgrades
der Agrar- und Ernährungswissenschaftlichen Fakultät
der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

vorgelegt von
Carsten Steinhagen, M.Sc.
aus Kassel

Kiel, 2012

Dekanin: Prof. Dr. Karin Schwarz
1. Berichterstatter: Prof. Dr. Jens-Peter Loy
2. Berichterstatter: Prof. Dr. Rolf A.E. Müller
Tag der mündlichen Prüfung: 12. Juli 2012

Gedruckt mit Genehmigung der
Agrar- und Ernährungswissenschaftlichen Fakultät
der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

Diese Dissertation kann als elektronisches Medium
über den Internetauftritt der Universitätsbibliothek Kiel
(www.ub.uni-kiel.de; eldiss.uni-kiel.de)
aus dem Internet geladen werden.

Danksagung

Eine Vielzahl von Kollegen, Freunden und Verwandten haben mich während meiner Promotion am Institut für Agrarökonomie begleitet und unterstützt. Die vielfältigen Diskussionen, der ständige Rückhalt und die entstandenen Freundschaften haben maßgeblich zur Freude an der Arbeit und zum Gelingen dieser Dissertation beigetragen – dafür möchte ich mich bedanken!

Ein besonderer Dank gilt meinem Doktorvater Herrn Prof. Dr. Jens-Peter Loy. Das mir entgegen gebrachte Vertrauen hat viele Freiräume für die Arbeit am Institut eröffnet und es mir ermöglicht während der Promotion eigene Fragestellungen zu suchen und verschiedene Themen zu adressieren. Die wichtigen kritischen Diskussionen und die daraus resultierenden Kommentare haben zur steten Weiterentwicklung dieser Arbeit beigetragen.

Große Bedeutung haben auch meine Kollegen am Lehrstuhl Marktlehre. Die fachlichen Diskussionen und das angenehme Umfeld haben immer wieder für die nötige Motivation und das erforderliche Durchhaltevermögen gesorgt. Mein Dank gilt Janine Empen, Friedrich Hedtrich, Angela Hoffmann, Thore Holm, Fabian Schaper, Karen Schröder, Heike Senkler und Meike Wocken für diese Unterstützung und die entstandenen Freundschaften. Thore Holm gilt als wichtigem Koautor besonderer Dank für eine ausgeprägte Zusammenarbeit und viele hilfreiche Diskussionen. Ebenso Fabian Schaper für die sehr angenehme Bürogemeinschaft und das in diesem Zusammenhang entgegengebrachte Verständnis während aller Höhen und Tiefen der Promotion.

Herrn Prof. Dr. Koester danke ich für die zahlreichen Diskussionen, die stetigen Anregungen und Hinweise - auch weit über meine Dissertation hinaus. Dieser rege Austausch hat mir sehr viel Freude bereitet und meinen kritischen Blick auf viele Dinge geschult. Frau Kriegel möchte ich für die sorgfältige Durchsicht vieler Manuskripte und die stete organisatorische Unterstützung danken.

Viele motivierende Worte kamen insbesondere auch von Martin Mees, der mit seiner ständigen Bereitschaft zum Zuhören und Diskutieren eine starke Stütze war - Danke! Schließlich danke ich Geesa Theessen und meiner Familie für das Vertrauen, die große Geduld und den uneingeschränkten Rückhalt!

Carsten Steinhagen

Kiel, im Juli 2012

Inhaltsverzeichnis

1. Einleitung und Zusammenfassung.....	1
2. Preistransmission für Konsummilch und Butter in den verschiedenen Distributionskanälen des Lebensmitteleinzelhandels.....	13
3. Cost Pass Through in Differentiated Product Markets: A Disaggregated Study for Milk and Butter.....	33
4. Price Transmission and Local Market Power: Empirical Evidence from the Austrian Gasoline Market.....	73
5. Preissenkung und Kompensation auf dem EU-Milchmarkt.....	97
6. Potato Prices as Affected by Demand and Yearly Production: A German Perspective.....	121
7. Methods for the Analysis of Asymmetric Price Transmission.....	131
8. Schlussbetrachtung.....	169
9. Summary.....	177

Kapitel 1

Einleitung und Zusammenfassung

Die Beziehungen zwischen Preisen auf verschiedenen räumlich getrennten Märkten oder auf verschiedenen Stufen der Wertschöpfungskette sind ein wesentlicher Indikator für funktionierende marktwirtschaftliche Interaktionen (MEYER und CRAMON-TAUBADEL, 2004:581). Bei der Analyse dieser Preisbeziehungen steht neben der reinen Marktintegration häufig die Ausprägung der preislichen Interdependenzen im Blickpunkt der Betrachtung.¹ Der Umfang und der Zeitraum der Preistransmission werden dabei vielfach als Indikatoren für funktionierende Märkte verwendet. Der Anlass für empirische Analysen der Preisbeziehungen liegt dementsprechend oftmals in der Diskussion über Marktunvollkommenheiten und deren Auswirkungen auf die Preistransmission.

Für die empirische Analyse von Preiszusammenhängen ist die Berücksichtigung der Dynamik in der Preisentwicklung wesentlich. Da die verwendeten Preisreihen häufig die Eigenschaft der Stationarität nicht erfüllen, sind die Eigenschaft der Kointegration und die darauf aufbauende Verwendung von Fehlerkorrekturmodellen eine bedeutende Grundlage in der Analyse von Preisbeziehungen. Gleichzeitig bieten Fehlerkorrekturmodelle nicht nur einen theoretisch konsistenten, sondern auch einen aussagekräftigen Analyserahmen (ENGLE und GRANGER, 1987). Für eine geeignete Analyse der Preisbeziehungen und deren Ergebnisse spielen Aspekte wie die korrekte Modellspezifikation, die Frequenz der Daten und die Interpretation der Ergebnisse eine wesentliche Rolle.

Die Vielfalt verschiedener Modellspezifikationen ist annähernd so groß wie die Anzahl der diskutierten Gründe für unvollkommene Preistransmissionen und die daraus abgeleiteten Formen von Asymmetrie. Die Anzahl der verschiedenen Regime, die Bestimmung der Grenzen zwischen den Regimen sowie der Übergang zwischen den verschiedenen Regimen

¹ Eine umfangreichere Diskussion zur Differenzierung zwischen Marktintegration und Preistransmission für räumlich differenzierte Märkte findet sich in IHLE (2009), S. 16f.

sind nur einige Variationsmöglichkeiten für die Analyse verschiedener Formen von Asymmetrie (vgl. FREY und MANERA, 2007).² Nicht immer sind die untersuchten Zusammenhänge eindeutig in Bezug auf die Auswahl einer geeigneten Modellspezifikation. Eine adäquate Untersuchung der betrachteten Preisanpassungsprozesse gibt Anhaltspunkte für einen geeigneten Analyserahmen und kann die Auswahl der Modellspezifikation erleichtern oder sogar verbessern, da zum Beispiel die Anzahl und damit einhergehend die Größe der einzelnen Regime einen Einfluss auf die Ausprägung, die Signifikanz und die ökonomische Bedeutung der Asymmetrien haben kann.

Eine Vielzahl empirischer Studien, durchgeführt auf Märkten der Agrar- und Ernährungswirtschaft, sowie auf Märkten für Kraftstoffe und verschiedene Finanzprodukte, finden klare Anzeichen für das Vorhandensein asymmetrischer Preistransmissionen.³ Die identifizierten Asymmetrien werden dabei häufig als Indikatoren für Marktunvollkommenheiten verstanden. Diese Interpretation ist jedoch mit einigen Einschränkungen verbunden. Zum einen können Ergebnisse auf Basis aggregierter Daten zu Fehleinschätzungen in Bezug auf die einzelne Preisreihe beziehungsweise in Bezug auf höher frequente Prozesse führen (CRAMON-TAUBADEL ET AL., 2006) und zum anderen werden in bisherigen Studien die empirischen Ergebnisse häufig nur vor dem Hintergrund vermuteter Erklärungsansätzen diskutiert, ohne den Einfluss relevanter Faktoren direkt zu überprüfen (MEYER und CRAMON-TAUBADEL, 2004; ABDULAI, 2007). Ferner gibt es nur wenige Arbeiten, welche die Charakteristika der betrachteten Märkte auf ihren Einfluss auf den Umfang und die Bedeutung der ermittelten Asymmetrien untersuchen (LEWIS, 2011), obwohl eine solche Untersuchung Rückschlüsse auf theoretische Zusammenhänge zulassen kann.

Unabhängig von der abschließenden Interpretation der Asymmetrien wird unterstellt, dass diese einen Einfluss auf die Wohlfahrt der Akteure haben, denn sie belegen Unterschiede im Zeitpunkt und im Umfang der Anpassung der Preise (MEYER und CRAMON-TAUBADEL, 2004). In diesem Zusammenhang ist jedoch die Interpretation hinsichtlich der ökonomischen Bedeutung der beobachteten Asymmetrien wichtig, da nur die tatsächlichen Auswirkungen auf die Preisanpassungen eine sinnvolle Einordnung der statistischen Ergebnisse zulässt (CRAMON-TAUBADEL, 1998).

² Eine detaillierterer Überblick über möglich Gründe für asymmetrische Preisanpassungsprozesse sowie die Entwicklung verschiedener Modellspezifikationen findet sich auch in Kapitel 7: „*Methods for the Analysis of Asymmetric Price Transmission*“.

³ Eine Übersicht über verschiedenen Studien und deren Ergebnisse findet sich FREY und MANERA (2007).

Die Analyse der Preisbeziehungen bietet letztlich Aufschluss über das Ausmaß der preislichen Zusammenhänge. Sie zeigen in welchem Umfang und in welchem Zeitraum Preise aufeinander reagieren und leisten damit auch unabhängig von der Identifikation von Asymmetrien einen Beitrag zum Verständnis von Preisbeziehungen. Solche Einblicke in die Beziehungen zwischen Preisen bieten sowohl Akteuren der Wirtschaft als auch der Politik die Möglichkeit, vergangene Entscheidungen zu evaluieren und zukünftige Aktivitäten entsprechend auszurichten (IHLE, 2009).

Die einzelnen Beiträge der vorliegenden, kumulativen Arbeit sind jeweils als eigenständige Beiträge mit eigener Fragestellung und Vorgehensweise zu betrachten. Dennoch handelt es sich bei allen Beiträgen um Arbeiten, die sich empirisch der Analyse von Preisbeziehungen vorwiegend auf Märkten der Agrar- und Ernährungswirtschaft widmen. Die Beiträge in den Kapiteln 2 bis 4 verbindet, dass sie verschiedene Aspekte der obigen Diskussion aufgreifen und in der Umsetzung über den Stand bisheriger Arbeiten hinaus gehen.

In dem Beitrag in Kapitel 2 wird die Preistransmission auf dem Milchmarkt untersucht, mit dem Ziel, diese für die Produkte Butter und Konsummilch zu quantifizieren. Gegenüber vorherigen Studien zu diesem Thema findet dabei eine separate Betrachtung der Preistransmission für verschiedene Distributionskanäle des Lebensmitteleinzelhandels statt, die es erlaubt, vermutete Unterschiede zwischen diesen Kanälen zu untersuchen.

Der Beitrag in Kapitel 3 fokussiert ebenfalls auf die Beziehung zwischen Molkereiabgabepreisen und Verbraucherpreisen. Zielsetzung ist es zu untersuchen, ob Spielräume in der Weitergabe von Änderungen in den Produkteinstiegspreisen genutzt werden. In einer zweistufigen Schätzung wird zunächst die Preistransmission individuell für das einzelne Produkt auf Ebene des einzelnen Geschäftes untersucht, was eine deutliche Steigerung der Untersuchungstiefe gegenüber anderen Beiträgen darstellt. In einem zweiten Schritt wird der Einfluss von verschiedenen Marktcharakteristika auf die unterschiedlichen Faktoren der Preistransmission analysiert. Dieses Vorgehen ist den Autoren des Beitrages in dieser Form, zumindest für den Milchmarkt, für keine vorherigen Studien bekannt. Eine Analyse der ökonomischen Bedeutung der geschätzten Asymmetrien führt im Zusammenhang mit den verwendeten Fehlerkorrekturmodellen zu interessanten Ergebnissen hinsichtlich des vermuteten Einflusses von Marktmacht. Darüber hinaus bietet der Beitrag zwei methodische Erweiterungen in Bezug auf die Spezifikation des gewählten Analyserahmens. Erstens findet ein Test auf Threshold Kointegration Anwendung (ENDERS und SIKLOS, 2001), der explizit in diesem Zusammenhang für den Fall von 3 Regimen

erweitert wurde, und zweitens werden im Gegensatz zu den meisten vorhergehenden Studien die Hypothese der Linearität und die Anzahl der in den Threshold Fehlerkorrekturmodellen verwendeten Regime explizit getestet (STRIKHOLM und TERÄSVIRTA, 2006).

In Kapitel 4 findet sich ein Exkurs zum österreichischen Rohöl- und Tankstellenmarkt. Der Beitrag untersucht die Preistransmission zwischen dem Rohölmarkt und den Verbraucherpreisen an österreichischen Tankstellen. Die Untersuchung erfolgt auf Basis von Preisdaten einzelner Tankstellen in täglicher Frequenz. Die Ergänzung der Preisdaten um Informationen über die räumliche Anordnung der Tankstellen und ihrer Konkurrenten bietet zusätzlich Indikatoren für lokale Marktmacht der einzelnen Tankstellen. Der Einfluss dieser Faktoren auf die Preisbeziehungen wird explizit analysiert und bietet gemeinsam mit der hohen Frequenz der Daten einen interessanten Rahmen für die Analyse der Preisbeziehungen auf dem Kraftstoffmarkt. Die Untersuchung erfolgt auch in diesem Beitrag in zwei Stufen. Nach der Überprüfung der Hypothese der Linearität und der Bestimmung der Anzahl der Regime, werden in einem ersten Schritt die Preisbeziehungen für die einzelnen Tankstellen mit Hilfe von Fehlerkorrekturmodellen mit drei Regimen untersucht. In einem zweiten Schritt wird der Einfluss lokaler Marktmacht auf die einzelnen Faktoren der analysierten Preisbeziehungen näher betrachtet. Die Ergebnisse hinsichtlich vermuteter Asymmetrien sind dabei nicht eindeutig, dennoch zeigen die Charakteristika der räumlichen Anordnung der Tankstellen interessante Ergebnisse in Bezug auf die untersuchten Preisbeziehungen.

Der Beitrag in Kapitel 5 bezieht sich insbesondere auf den letzten Punkt der Diskussion und soll sowohl politischen als auch wirtschaftlichen Akteuren vor dem Hintergrund konkreter Fragestellungen Einblicke in Preisbeziehungen geben. Es wird die Preissenkung im Zuge der Reform der Gemeinsamen Marktordnung Milch im Jahr 2003 untersucht. Ziel ist es, den Umfang der Preissenkung im Zusammenhang mit der gezahlten Kompensation zu evaluieren. In diesem Zusammenhang spielen die Interaktionen zwischen dem Weltmarktpreis, dem Inlandspreis und der politischen Preisstützung durch die Exporterstattungen eine wichtige Rolle. Eine Untersuchung mit Hilfe von Fehlerkorrekturmodellen bietet eine Möglichkeit, den durch die Reform eingetretenen Preisrückgang zu evaluieren.

Ein ergänzender Beitrag findet sich in Kapitel 6 in Form eines begutachteten Kommentares zur Preisreaktion auf Änderungen in Angebot und Nachfrage auf dem deutschen und dem

amerikanischen Kartoffelmarkt. Dieser Beitrag beruht auf einer rein statischen Betrachtung, die sich aus dem Vergleich mit dem kommentierten Beitrag ergibt.

Kapitel 7 bietet methodische Hintergründe zu den angewandten Methoden zur Analyse asymmetrischer Preistransmissionen. Über diese Hintergründe hinaus werden in diesem Kapitel die Erweiterung des Tests auf Threshold Kointegration auf drei Regime und die dazugehörige Ermittlung der Test Power ausführlich erläutert und diskutiert. Der Test auf Linearität und die Anzahl der Regime in den untersuchten Preiszusammenhängen wird ebenfalls vorgestellt.

Die einzelnen eigenständigen Beiträge dieser kumulativ verfassten Arbeit werden im Folgenden separat zusammengefasst, um einen genaueren Überblick über die verschiedenen Fragestellungen sowie die verwendeten Methoden und Datensätze zu geben. Ferner werden die jeweils wichtigsten Ergebnisse kurz vorgestellt. In Kapitel 8 erfolgt eine abschließende Betrachtung der einzelnen Beiträge dieser Arbeit.

Preistransmission für Konsummilch und Butter in den verschiedenen Distributionskanälen des Lebensmitteleinzelhandels

Vor dem Hintergrund anhaltender Diskussionen um eine unzureichende Preisweitergabe auf dem Milchmarkt, bei der häufig die Discounter im Fokus des öffentlichen Interesses stehen, wird in diesem Beitrag die Preistransmission zwischen dem Molkereiabgabepreis und dem Verbraucherpreis im Lebensmitteleinzelhandel untersucht. Ziel ist es zu beantworten, in welchen Umfang und in welchem Zeitraum Preisänderungen bei Milchprodukten an die entsprechende Stufe der Wertschöpfungskette weitergegeben werden, ob die Transmission der Preise durch Asymmetrien gekennzeichnet ist und ob es Unterschiede zwischen den verschiedenen Distributionskanälen des Lebensmitteleinzelhandels gibt.

Der Fokus der Untersuchung liegt auf den Produkten Butter und Konsummilch und umfasst einen Zeitraum von 1995 bis Mai 2008. Es werden monatliche Preismeldungen für Verbrauchermärkte, Supermärkte und Discounter verwendet, die auf Daten von Handels- und Verbraucherpanels beruhen. Diese Daten ermöglichen es, Unterschiede in der Preistransmission zwischen verschiedenen Distributionskanälen des Lebensmitteleinzelhandels zu identifizieren. Die Analyse erfolgt entsprechend getrennt nach Distributionskanälen und beruht auf einem Fehlerkorrekturmodell, in dem sowohl die Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht, als auch die kontemporären Preisanpassungen entsprechend ihres Vorzeichens berücksichtigt werden.

Die Ergebnisse zeigen für Butter deutlich ausgeprägte Asymmetrien zu Lasten der Verbraucher. So wirken sich Preissteigerungen kontemporär stärker auf den Verbraucherpreis aus als auf den Molkereiabgabepreis. Auch die Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht werden stärker angepasst wenn entweder der Molkereiabgabepreis zu hoch oder aber der Verbraucherpreis zu gering ist. Für Konsummilch lassen sich keine signifikanten Asymmetrien nachweisen. Die Tatsache, dass insbesondere Konsummilch ein Eckprodukt im Lebensmitteleinzelhandel darstellt, bietet einen möglichen Erklärungsansatz für diesen Unterschied in der Transmission der Preise zwischen den Molkereien und dem Lebensmitteleinzelhandel. Zwischen den verschiedenen Distributionskanälen können keine ausgeprägten Unterschiede festgestellt werden.

Cost Pass Through in Differentiated Product Markets: A Disaggregated Study for Milk and Butter

Der Aufruhr an den Milchmärkten nach dem Jahr 2007 ist ebenfalls Aufhänger für den zweiten Beitrag zur Untersuchung der Preistransmission. Die starken Preisveränderungen an den Rohstoff- und den Produktmärkten sind verbunden mit dem Vorwurf, dass Lebensmitteleinzelhändler ihrer Marktstellung nutzen, um ihr Marge auszubauen und Spielräume in der Anpassung an die Produkteinstiegspreise auszunutzen. Die Einzelhändler rücken daher vermehrt in den Fokus der Kartellbehörden. Ziel der Studie ist es, Unterschiede in der Preisanpassung und deren Gründe zwischen verschiedenen Marken und verschiedenen Geschäftstypen zu identifizieren und deren ökonomische Bedeutung zu evaluieren. Die zugrundeliegende Hypothese ist, dass Hersteller starker Marken und Märkte mit einem größeren Sortiment und stärkerer Serviceorientierung bessere Möglichkeiten haben, die Preissetzung zu ihren Gunsten zu beeinflussen (Marktmacht).

Die Untersuchung der Preistransmission beruht auf wöchentlichen Verbraucherpreisen aus einem Scannerdatenpanel und Molkereiabgabepreisen für Konsummilch und Butter. Die Untersuchung beruht dabei auf der größtmöglichen Untersuchungstiefe, da die Preise für einzelne Produkte in einzelnen Geschäften untersucht werden. Der Zeitraum der Untersuchung sind die Jahre 2005 bis 2008. Die eigentliche Analyse erfolgt in zwei Stufen. Zunächst werden Tests für die geeignete Modellspezifikation durchgeführt, dabei wird neben der Untersuchung auf Threshold Kointegration die Anzahl der Regime explizit getestet. Basierend auf diesen Ergebnissen werden Fehlerkorrekturmodelle mit drei Regimen verwendet, um die Preisbeziehungen für die einzelnen Produkte zu untersuchen. Ein wesentliches Merkmal von drei Regimen in der Anpassung an das langfristige

Gleichgewicht ist ein inneres Regime. Dieses Regime erlaubt es, die theoretische Überlegung zu berücksichtigen, dass Anpassungen der Preise aufgrund von Kosten erst ab einer bestimmten Größe der Preisabweichung stattfinden. In einem zweiten Schritt werden die einzelnen geschätzten Einflussgrößen auf die Preistransmission auf den Einfluss von marken-, geschäfts- und produktspezifischen Effekten untersucht. Neben den Herstellern der Produkte werden dabei Handelsmarken besonders berücksichtigt. Bei den Geschäften wird in Supermärkte, kleine und große Verbrauchermärkte, Warenhäuser sowie Discounter unterschieden.

Die Ergebnisse zeigen signifikante Asymmetrien in den äußeren Regimen, wobei zu kleine Margen stärker angepasst werden als zu große. Der Vergleich von Konsummilch und Butter zeigt die insgesamt stärkeren Anpassungen im Fall der Butterprodukte. Das innere Regime zeigt keine signifikanten Anpassungen relativ kleiner Abweichungen der Marge an das langfristige Gleichgewicht. Interessant ist, dass die ermittelten Grenzen dieses Regimes ebenfalls eine höhere Toleranz gegenüber zu großen Margen zeigen. Produkt- und geschäftsspezifische Unterschiede werden deutlich. Handelsmarken weisen deutlich geringere Margen mit nur geringen Unterschieden zwischen den verschiedenen Geschäftsformaten und eine hohe Anpassung an das langfristige Gleichgewicht auf. Discounter bieten insgesamt auf einem geringeren Preisniveau an als andere Formate und zeigen engere Grenzen für das innere Regime sowie eine stärker Anpassung an das langfristige Gleichgewicht.

Die Betrachtung der ökonomischen Bedeutung zeigt, dass die Asymmetrien nur bei großen Preisänderungen von Bedeutung sind. Die Ursache liegt zum einen in den Grenzen des inneren Regimes (hohe Toleranz gegenüber relativ kleinen Abweichungen der Marge) und zum anderen in einer starken, zeitgleichen Anpassung an veränderte Produkteinstiegspreise. Dies zeigt, dass die Grenzen des inneren Regimes bei Interpretation von Asymmetrien von besonderer Bedeutung sind. In diesem Zusammenhang zeigt sich auch für starke Marken, dass, obwohl die Asymmetrien signifikant sind und zunächst auf einen Ausbau der Marge deuten, die ökonomische Bedeutung gering ist. Offensichtlich operieren starke Marken eher mit hohen Margen und einer langsameren Preisanpassung. Produkte mit geringen Margen hingegen zeigen eher asymmetrische Preisanpassungen, die mit einer Ausdehnung der Marge in Verbindung gebracht werden können. Eine Ausnahme bilden Handelsmarken, die eine bedeutende Rolle für die Preiswahrnehmung haben.

Price Transmission and Local Market Power: Empirical Evidence from the Austrian Gasoline Market.

Auf dem Markt für Kraftstoffe spielen die Entfernung zur Tankstelle und die Suchkosten für alternative Anbieter vermutlich eine entscheidende Rolle für die Auswahl der Tankstelle. Eine zentrale Größe in der Untersuchung der Preistransmission zwischen dem Rohölmarkt und dem Kraftstoffmarkt ist daher die Anordnung der einzelnen Händler im Raum, da angenommen werden kann, dass die Elastizität der Nachfrage mit steigender Entfernung zum nächsten Mitbewerber und steigenden Kosten für die Suche nach alternativen Angeboten abnimmt. Dieser Zusammenhang kann dem einzelnen Anbieter Spielräume in der Anpassung der Preise an veränderte Preisverhältnisse auf dem Rohölmarkt eröffnen, und die räumliche Anordnung der Tankstellen kann als ein Indikator für lokale Marktmacht verwendet werden. Der vorliegende Beitrag berücksichtigt diesen Aspekt der räumlichen Anordnung der Mitbewerber in der Analyse vertikaler Preistransmissionen auf dem österreichischen Markt für Dieselmotorkraftstoffe. Ziel des Beitrages ist es, Unterschiede in der Geschwindigkeit und dem Umfang der Anpassung der Kraftstoffpreise an veränderte Rohölpreise zu untersuchen. Der Einfluss lokaler Marktmacht auf die Preisanpassungsprozesse wird dabei durch die Berücksichtigung räumlicher Marktcharakteristika explizit analysiert.

Die Untersuchung der Preiszusammenhänge beruht auf täglichen Verkaufspreisen für Dieselmotorkraftstoffe an 282 Tankstellen einer großen Mineralölhandelsgesellschaft in Österreich. Die Rohölpreise beruhen auf einem Index für den europäischen Rohölpreis der Marke Brent. Die verwendeten Preisreihen umfassen einen Zeitraum von Beginn des Jahres 2003 bis Ende des Jahres 2004. Für die Untersuchung räumlicher Marktmacht wurden zusätzlich geographische Informationen für alle österreichischen Tankstellen erhoben. Informationen über die Fahrtdauer und die Fahrtstrecke zur nächsten Tankstelle sowie die Lage im Straßennetz (z.B. Lage an Autobahnen) sind hier einige Beispiele. Die Analyse der Preistransmissionen und des Einflusses lokaler Marktmacht erfolgt in einem zweistufigen Ansatz. In einem ersten Schritt werden die Preisbeziehungen für die einzelnen Tankstellen mit Hilfe von Threshold Fehlerkorrekturmodellen mit drei Regimen untersucht. In einem zweiten Schritt wird in einer Querschnittsanalyse der Einfluss der erhobenen, räumlichen Marktcharakteristika auf verschiedene Parameter der Preisbeziehung analysiert.

Die Untersuchung der Preisbeziehungen für die einzelnen Tankstellen auf Basis der Fehlerkorrekturmodelle zeigt Ergebnisse entsprechend der vermuteten Kosten der Preisanpassung. Die Anpassungskoeffizienten an die langfristige Marge für nur geringe Preisabweichungen sind kleiner. Bei größeren Preisabweichungen sind die Anpassungen der Preise entsprechend größer, dies ist stärker ausgeprägt bei zu kleinen Margen als bei zu großen. Signifikante Unterschiede zwischen der Anpassung an zu große und an zu kleine Margen werden dabei nur für wenige der analysierten Preisbeziehungen ermittelt. Die auf Basis dieser Ergebnisse durchgeführte Querschnittsanalyse unterstreicht diese Ergebnisse. Während die Analyse der mittleren Margen und der Anpassungsgeschwindigkeit einen Einfluss der Indikatoren lokaler Marktmacht zeigen, lässt sich der Einfluss dieser Indikatoren auf Asymmetrien in der Preisanpassung nur bedingt bestätigen. Es zeigt sich, dass Tankstellen mit hoher Entfernung zum nächsten Konkurrenten, geringerer Dichte an Tankstellen im Umkreis von 10 km und einer „besonderen“ Lage an Schnellstraßen eine höhere Marge durchsetzen können und entsprechende Abweichungen langsamer angepasst werden.

Preissenkung und Kompensation auf dem EU-Milchmarkt

In diesem Beitrag werden die Auswirkungen der Reform der Gemeinsamen Marktordnung Milch von 2003 und der darin beschlossenen Reduktion der Preisstützung auf den Milchauszahlungspreis untersucht. Hintergrund ist eine anhaltende Diskussion verschiedener Beteiligter über den durch die Reform verursachten Druck auf die Milchauszahlungspreise. Vernachlässigt wird in diesem Zusammenhang häufig die Einkommenswirkung der im Zuge der Reform als Kompensation gezahlten „Milchprämie“. Ziel des Beitrages ist die Untersuchung des Umfangs, in dem diese Prämie zur Kompensation geringerer Milchauszahlungspreise beigetragen hat. Vor dem Hintergrund der Auswirkungen der Reform auf die Milchauszahlungspreise haben politische Instrumente zur Marktpreisstützung sowie Weltmarktpreise eine besondere Bedeutung. Die Preisstützung auf dem Milchmarkt basiert mit der Intervention und der Zahlung von Exporterstattungen auf zwei unterschiedlichen Instrumenten, und es stellt sich die Frage nach deren Einfluss. Interventionspreise fungieren als feste Preisuntergrenze, während die Exporterstattungen vermutlich gemeinsam mit den Weltmarktpreisen einen Einfluss auf das Preisniveau haben.

Die Produkte auf denen die Preisstützung basiert, sind Butter und Magermilchpulver. Der Einfluss der Reform auf die Preisentwicklung wird mit Hilfe der Preise für die Rohstoffe

beziehungsweise einem entsprechenden Rohstoffwert von Milch analysiert. Zu diesem Zweck werden monatliche Preise für Magermilchpulver und Butter für den Weltmarkt und den Inlandsmarkt im Zeitraum Januar 1995 bis Juli 2008 verwendet. Zusätzlich werden die Interventionspreise und die Exporterstattungssätze für die Produkte erfasst. Neben einfachen Preisvergleichen auf Basis der Milchauszahlungspreise und der Interventionspreise werde der Einfluss der Exporterstattungen auf den Inlandspreis explizit überprüft, um die Preissenkung im Zuge der Reform zu beurteilen. Die Interaktionen zwischen Weltmarktpreisen, Inlandspreise und Exporterstattungen wird zu diesem Zweck auf Basis von vektorautoregressiven Fehlerkorrekturmodellen untersucht.

Die Ergebnisse zeigen, dass Exportkonditionen (Weltmarktpreis + Exporterstattung) einen gut geeigneten Indikator für die Inlandspreisentwicklung vor der Reform darstellen. Die aus diesem Grund als Referenz zur Beurteilung der Preisentwicklung simulierte Fortführung der Exporterstattungspolitik von vor 2003 führt zu dem Ergebnis, dass der Preisrückgang durch die Reform zwischen 2004 und 2008 in etwa doppelt so hoch war, wie die an die Erzeuger gezahlte Kompensation. Die einfachen Preisvergleiche, welche die Einflüsse der Exporterstattungen und der Weltmarktpreise vernachlässigen, führen zu einem gegenteiligen Ergebnis. Letztlich zeigt sich, dass die gewählte Form des Ausgleichs der Preisrückgänge kein fixes Kompensationsziel haben kann und insbesondere aufgrund von Schwankungen der Weltmarktpreise zu einem stark schwankenden Umfang der tatsächlichen Kompensation führt.

Potato Prices as Affected by Demand and Yearly Production: A German Perspective

Die Nachfrage nach Kartoffeln auf dem deutschen Markt hat sich nachhaltig verändert. Die Nachfrage nach Kartoffeln für die Verarbeitung ist deutlich gestiegen, während die Nachfrage nach Speisekartoffeln zurückgegangen ist. Ein ähnlicher Zusammenhang wurde für den amerikanischen Markt gefunden und dort mit einer gestiegen Elastizität in der Nachfrage nach Kartoffeln in Verbindung gebracht. Der vorliegende Beitrag nimmt die vergleichbare Beobachtung für den deutschen Markt zum Anlass, den ursprünglichen Beitrag zu kommentieren und die Beobachtung zwischen Deutschland und den USA zu vergleichen. Jährliche Daten zu Preis und Menge an gehandelten Kartoffeln werden zu diesem Zweck mit Hilfe statischer Strukturbruchmodelle verglichen. Interessanterweise kommt der Vergleich der Entwicklungen zu dem Ergebnis, dass die Elastizitäten eine

vergleichbare Entwicklung genommen haben. Für den deutschen Markt ist dieses Ergebnis jedoch nicht von der zeitgleich auftretenden Wiedervereinigung trennbar.

Literatur

- ABDULAI, A. (2007): Spatial and Vertical price transmission in food staples market chains in Eastern and Southern Africa: What is the evidence? FAO, Rome. Available online at: http://www.fao.org/es/esc/common/ecg/494/en/FINAL_AWUDU_PRICE_TRANS_02_04_2007.pdf, checked on 12/04/2010.
- CRAMON-TAUBADEL, S. v. (1998): Estimating Asymmetric Price Transmission with the Error Correction Representation: An Application to the German Pork Market. In: *European Review of Agricultural Economics* 25 (1), S. 1–18.
- CRAMON-TAUBADEL, S. v.; LOY, J.-P. UND MEYER, J. (2006): The impact of cross-sectional data aggregation on the measurement of vertical price transmission: An experiment with German food prices. In: *Agribusiness* 22 (4), S. 505–522.
- ENDERS, W. and P. L. SIKLOS (2001): Cointegration and Threshold Adjustment. In: *Journal of Business & Economic Statistics* 19 (2), S. 166–176.
- ENGLE, R. F. und C. W. J. GRANGER (1987): Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. In: *Econometrica* 55 (2), S. 251–276.
- FREY, G. und M. MANERA (2007): Econometric Models of Asymmetric Price Transmission. In: *Journal of Economic Surveys* 21 (2), S. 349–415.
- IHLE, R. (2009): Models for Analyzing Nonlinearities in Price Transmission. Dissertation. Fakultät der Agrarwissenschaften - Georg-August-Universität. Göttingen.
- LEWIS, M.S. (2011): Asymmetric Price Adjustment and Consumer Search: An examination of the Retail Gasoline Market. In: *Journal of Economics & Management Strategy* 20(2), S. 409–449.
- MEYER, J. und S. v. CRAMON-TAUBADEL (2004): Asymmetric Price Transmission. In: *Journal of Agricultural Economics* 55 (3), S. 581–611.
- STRIKHOLM, B. AND T. TERÄSVIRTA (2006): A sequential procedure for determining the number of regimes in a threshold autoregressive model. In: *Econometrics Journal* 9 (3), S. 472–491.

Kapitel 2

Preistransmission für Konsummilch und Butter in den verschiedenen Distributionskanälen des Lebensmitteleinzelhandels

Autoren:

THORE HOLM, CARSTEN STEINHAGEN und JENS-PETER LOY

Der Beitrag ist erschienen in:

**Schriften der Gesellschaft für
Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V.**

Band 46, 2011, S. 163-174.

Zusammenfassung

In diesem Beitrag werden für Konsummilch und Butter die Preistransmissionsbeziehungen zwischen den Molkereien und dem Lebensmitteleinzelhandel im Zeitraum 1995 bis 2008 in Deutschland untersucht. Der Beitrag zur Literatur besteht in der differenzierten Betrachtung der verschiedenen Distributionskanäle des Lebensmitteleinzelhandels. Es wird untersucht, ob Unterschiede in der Preisanpassung zwischen Verbrauchermärkten, Supermärkten und Discountern vorliegen. Die Anwendung eines Fehlerkorrekturmodellansatzes führt zu dem Ergebnis, dass der Lebensmitteleinzelhandel bei Konsummilch eine für ihn positive Entwicklung der Marge deutlich stärker an den Verbraucher weitergibt als im umgekehrten Fall. Unterschiede sind insbesondere zwischen Discountern und Supermärkten zu beobachten. Bei Butter hingegen existieren keine Unterschiede in der Preisanpassung zwischen den Distributionskanälen. Allerdings sind bei Butter Asymmetrien sowohl im kurzfristigen, als auch im langfristigen Preisanpassungsprozess deutlich ausgeprägter.

2.1. Einleitung

„Der Lebensmitteleinzelhandel ist gegenüber den Molkereien strategisch erheblich im Vorteil...!“ DLZ-Agrarmagazin 2/2010, S.9

Der Wert des Rohstoffes Milch und die Preise für Milchprodukte im Einzelhandel wurden in den vergangenen Jahren gesellschaftlich und politisch intensiv diskutiert. Auslöser waren insbesondere die Hausse der Milchpreise in 2007 und die zeitgleiche Umsetzung der Beschlüsse zur Liberalisierung der europäischen Milchmarktordnung, die insbesondere zu einer Absenkung der Preisstützung geführt hat. Die in der Diskussion vorliegenden Interessen sind dabei vielfältig. Bauernverbände fordern einen „fairen“ Milchpreis und beklagen eine zu schwache Verhandlungsposition der Molkereien gegenüber dem Lebensmitteleinzelhandel. Verbraucherschutzorganisationen kritisieren die zu geringe Anpassung der Verbraucherpreise für Milchprodukte an die gesunkenen Rohstoffpreise für die milchverarbeitenden Unternehmen (Bundeskartellamt 2009). Dieser Vorwurf richtet sich insbesondere an die Discounter, an deren Preissetzungen sich andere Vertriebskanäle des Lebensmitteleinzelhandels häufig orientieren (BBE Retail Experts, 2009).

Milchprodukte sind Eckprodukte für den Lebensmitteleinzelhandel. Dies gilt insbesondere für Produkte des täglichen Bedarfs wie Konsummilch und Butter, die eine hohe Kauffrequenz und eine hohe Preiskennntnis durch die Verbraucher aufweisen (SCHMEDES, 2005). Die Preisstrategien der Einzelhändler haben bei diesen Produkten folglich eine besondere Bedeutung. Die Ergebnisse verschiedener Marketingstudien zeigen jedoch, dass die Preisstrategien verschiedener Einzelhändler sich teils deutlich unterscheiden (SHANKAR und BOLTON, 2004). Dabei steht nicht nur die Preisstrategie für verschiedene Marken und Produktkategorien im Blickpunkt der Betrachtung, sondern auch die Preispolitik für Geschäfte und Absatzwege. Die Ergebnisse zeigen, dass insbesondere die Preisanpassung durch eine Vielzahl verschiedener Faktoren beeinflusst wird (LEVY et al., 1998). Neben den reinen Einstiegskosten für das Produkt spielen beispielsweise die Kosten der Preisanpassung sowie die Preise der Mitbewerber eine Rolle.

Im vorliegenden Beitrag wird der Frage nachgegangen, in welchem Umfang und in welchem Zeitraum Preisänderungen bei Konsummilch und Butter zwischen der Wertschöpfungsstufe der Molkereien und des Lebensmitteleinzelhandels weitergegeben werden. Hinsichtlich der Richtung der Preisänderung wird die Transmission zusätzlich auf Asymmetrien untersucht. In einer detaillierten Analyse werden Preistransmissionsprozesse in Abhängigkeit der verschiedenen Distributionskanäle des Lebensmitteleinzelhandels betrachtet. Zu diesem

Zweck werden die Verbraucherpreise im Zeitraum 1995 bis 2008 aus Verbrauchermärkten, Supermärkten und Discountern in Bezug auf die Beziehung zu den Molkereiabgabepreisen getrennt analysiert.

Zunächst wird ein kurzer Überblick über die bereits vorliegenden Arbeiten zur Preistransmission bei Milchprodukten und deren Ergebnisse gegeben. Anschließend werden einige mögliche Ursachen für asymmetrische Preistransmissionen bei Milchprodukten, insbesondere auch auf Ebene des Lebensmitteleinzelhandels, diskutiert. Nach einer kurzen Beschreibung der verwendeten Preisdaten folgt die Präsentation der empirischen Ergebnisse, die abschließend diskutiert werden.

2.2. Asymmetrien in der vertikalen Preistransmission bei Milchprodukten

Literaturüberblick

Die Thematik der vertikalen Preistransmission ist insbesondere für Wertschöpfungsketten von Lebensmitteln nicht neu. Eine Vielzahl von Autoren hat diese Thematik bereits für verschiedene Produkte untersucht und dabei insbesondere auf den Aspekt asymmetrischer Preisanpassungen fokussiert (WARD, 1982; VON CRAMON-TAUBADEL, 1998; PELTZMAN, 2000; ABDULAI, 2002). Auch für den Milchsektor existieren verschiedene wissenschaftliche Untersuchungen, welche die vertikale Preistransmission entlang der Wertschöpfungskette untersuchen (KINNUCAN und FORKER, 1987; NOVAKOVIC, 1991; SERRA und GOODWIN, 2003; CHAVAS und MEHTA, 2004; JENSEN und SKADKÆR MØLLER, 2007). Die Unterschiede in den Beiträgen zum Milchmarkt liegen insbesondere in den verwendeten Untersuchungsmethoden, den beobachteten Stufen der Wertschöpfungskette sowie der Auswahl der beobachteten Milchprodukte.

KINNUCAN und FORKER (1987) sowie NOVAKOVIC (1991) untersuchen die Eigenschaften der Preistransmission in aufsteigender Richtung der Wertschöpfungskette für die Produkte Konsummilch, Butter, Käse und Eiscreme. Beide Studien finden deutliche Asymmetrien in der Preisweitergabe, mit einer stärkeren Weitergabe steigender Preise gegenüber fallenden. Die Ergebnisse basieren auf der Methode von Wolfram–Houck⁴ und

⁴ Wolfram 1971; Houck 1977

berücksichtigen damit nur unzureichend die Zeitreiheneigenschaften der verwendeten Preisreihen (VON CRAMON-TAUBADEL, 1998; VON CRAMON-TAUBADEL und LOY, 1999).

Anders die Beiträge von SERRA und GOODWIN (2003) (Konsummilchprodukte, Weichkäse, Cream Caramel), CHAVAS und METHA (2004) (Butter) und JENSEN und SKADKÆR MØLLER (2007) (Preisindizes verschiedener Milchprodukte), welche die Eigenschaft der Kointegration berücksichtigen und Fehlerkorrekturansätze zur Untersuchung der Preistransmission verwenden. CHAVAS und METHA (2004) sowie JENSEN und SKADKÆR MØLLER (2007) untersuchen die Transmission ebenfalls in aufsteigender Richtung. Asymmetrien werden dabei in Abhängigkeit steigender oder fallender Preise identifiziert. SERRA und GOODWIN (2003) verwenden Threshold-Modelle, um flexible Grenzen bei der Untersuchung von Asymmetrien zu berücksichtigen.

Alle Studien kommen zu dem Ergebniss asymmetrischer Preistransmission in der Wertschöpfungskette bei Milch. Einzige Ausnahme bilden die Produkte mit einer geringen Haltbarkeit (Vollmilch und Cream Caramel) in der Untersuchung von SERRA und GOODWIN (2003). Die Asymmetrien deuten bei allen Studien unabhängig von der beobachteten Stufe der Wertschöpfungskette⁵ darauf hin, dass steigende Margen deutlich langsamer durch Preisanpassungen abgebaut werden als sinkende.

Zusätzlich zu diesen vorgestellten Arbeiten gibt es einige spezifische Untersuchungen zum Milchsektor und den vorhandenen Preisbeziehungen durch öffentliche Institutionen. Genannt sei an dieser Stelle beispielsweise die Sektoruntersuchung Milch des Bundeskartellamtes (BUNDESKARTELLAMT, 2009). Diese wurde unter anderem aufgrund von Beschwerden, dass Unternehmen des Lebensmitteleinzelhandels ihre Marktmacht missbrauchen und erzielte Preisvorteile nur verzögert an Verbraucher weitergeben, durchgeführt. Die zu dieser Frage vorliegende Stichprobenuntersuchung kommt zu dem Ergebnis, dass keine verzögerte Weitergabe von Preisvorteilen beobachtet werden kann. Des Weiteren sei ein Arbeitspapier der Europäischen Kommission zur Preistransmission in den Wertschöpfungsketten für Lebensmittel genannt (EUROPÄISCHE KOMMISSION, 2009). Darin werden deutliche Unterschiede bei der Preistransmission in der Wertschöpfungskette von Milch zwischen verschiedenen Regionen Europas aufgezeigt. Zusätzlich wird auf eine für viele Milchprodukte nicht eindeutige kausale Beziehung zwischen den Preisen der

⁵ KINNUCAN und FORKER (1987) sowie SERRA und GOODWIN (2003) fokussieren auf die Rohmilch- und Verbraucherpreise, während CHAVAS und MEHTA (2004) sowie NOVAKOVIC (1991) auf die Beziehung zwischen Großhandels- und Verbraucherpreisen fokussieren. Einzig der Beitrag von JENSEN und SKADKÆR MØLLER (2007) liefert Ergebnisse für alle Stufen der Wertschöpfungskette.

verschiedenen Stufen und den oftmals sehr hohen Verarbeitungsgrad des eingesetzten Rohstoffes Milch hingewiesen, welche die Untersuchung der Preistransmissionsbeziehung beziehungsweise die Interpretation der Ergebnisse problematischer machen.

Gründe für asymmetrische Preistransmission bei Milchprodukten

Viele Autoren haben bereits herausgestellt, dass die Untersuchung von Preiszusammenhängen innerhalb einer Wertschöpfungskette zwei Dimensionen besitzt. Einerseits gilt es den Umfang der Weitergabe von Preisänderungen und andererseits den Zeitpunkt bzw. den Zeitraum der Anpassung zu untersuchen. Beide dieser Dimensionen der Preistransmission können Asymmetrien aufweisen. Asymmetrie bedeutet in diesem Zusammenhang, dass die Weitergabe von Preisänderungen in Abhängigkeit vom Vorzeichen, dem Umfang oder dem Zeitpunkt der Preisänderung erfolgt. (MEYER und VON CARMON-TAUBADEL, 2004)

Die möglichen Gründe für eine asymmetrische Weitergabe von Preisen zwischen den verschiedenen Stufen der Wertschöpfungskette sind vielfältig. Eines der klassisch genannten Argumente ist die Wettbewerbsstruktur zwischen den einzelnen Partnern innerhalb einer Kette. Die Annahme, dass einer der Marktpartner aufgrund von Marktmacht in der Lage ist, Preisvorteile, die zu einer verbesserten Marge führen, verzögert weiterzugeben, führt zu einer asymmetrischen Preisanpassung je nach Vorzeichen der Preisentwicklung (VON CARMON-TAUBADEL, 1998). Eine Grundlage für diese Überlegung ist die Beobachtung, dass die unteren Stufen der Wertschöpfungskette häufig deutlich geringere Konzentrationsgrade aufweisen als die im oberen Bereich. Ein weiteres diskutiertes Argument für das Vorhandensein von Asymmetrien sind die mit einer Preisänderung verbundenen Kosten (BALL und MANKIW, 1994). Oftmals werden in diesem Zusammenhang die Kosten für die Kommunikation neuer Preise genannt. Trotz Preisänderungen auf der vorgelagerten Stufe können Preise im Lebensmitteleinzelhandel aus diesem Grund rigide sein (AZZAM, 1999). Ein ähnliches Argument gilt bei volatilen oder saisonalen Preisen, bei denen der Anreiz besteht, die Preisbewegungen durch Zuschläge in der Anpassung vorwegzunehmen und somit Kosten weiterer Anpassungen zu vermeiden. Inflation kann ebenfalls einen Einfluss auf die Preistransmission besitzen; so kann die inflationäre Preissteigerung zu einer geringeren Anpassung der Preise bei sinkenden Nominalpreisen oder aber einer stärkeren bei steigenden Nominalpreisen führen.

Die Tatsache, dass Preissetzungen im Lebensmitteleinzelhandel auf Mischkalkulationen beruhen können, stellt eine weitere denkbare Ursache für asymmetrische Anpassungen der

Preise dar. Dabei stehen die Unternehmen in der Regel nicht einer individuellen Preisänderung, sondern zeitgleich einer Vielzahl von Preisänderungen gegenüber, die sich kompensieren können. Die Preisanpassung weist folglich aufgrund der Produktvielfalt im Lebensmitteleinzelhandel eine deutlich höhere Komplexität auf (LEVY et.al., 1998).

Ein wichtiges und häufig diskutiertes Argument für die Möglichkeit asymmetrischer Anpassungsprozesse sind die Produkteigenschaften. Der Verarbeitungsgrad des Rohstoffes besitzt einen bedeutenden Einfluss auf den Umfang der Preisweitergabe, da weitere Kostenkomponenten den Produktpreis auf der nächsten Stufe der Wertschöpfungskette beeinflussen und Transmissionsprozesse des Rohstoffpreises überlagern. Wird dies nicht hinreichend berücksichtigt, kann dies zur Beobachtung von asymmetrischen Preistransmissionsprozessen führen. Eine weitere Produkteigenschaft, welche die Preisweitergabe beeinflussen kann, ist die Haltbarkeit (WARD, 1982). Eine kurze Haltbarkeit kann dazu führen, dass Preissteigerungen nur verzögert weitergegeben werden, um Ausfälle kalkulierter Verkäufe und damit den Verderb nicht verkaufter Ware zu vermeiden. Ein anderes Argument an dieser aufgezeigten Schnittstelle zum Inventarmanagement ist die verzögerte Weitergabe von Preissenkungen, um Ausverkäufe durch zu große Kaufanreize zu vermeiden.

Politikinterventionen werden ebenfalls als mögliche Ursache für Asymmetrien in der Preisweitergabe diskutiert, dabei werden insbesondere Preisstützungen angeführt (KINNUCAN und FORKER, 1987). Diese sorgen in der Regel dafür, dass Preissenkungen durch ein Stützpreisniveau begrenzt oder zumindest gedämpft werden. Diese Tatsache kann dazu führen, dass Preissenkungen ab einem bestimmten Niveau als kurzfristig betrachtet und toleriert werden und damit zu einer Asymmetrie zwischen der Weitergabe von sinkenden beziehungsweise steigenden Preisen führen.

Viele dieser genannten möglichen Ursachen sind auch bei der Wertschöpfungskette von Milch beziehungsweise einzelnen Milchprodukten zu diskutieren. An dieser Stelle seien exemplarisch nur einige dieser Argumente für Milch aufgegriffen. So wird zum Beispiel bei der Wertschöpfungskette von Milch häufig die hohe Konzentration des Lebensmitteleinzelhandels gegenüber den milchverarbeitenden Unternehmen beziehungsweise den Milcherzeugern angeführt. Aktuell besteht der Vorwurf, dass von den großen Konzernen des Lebensmitteleinzelhandels Marktmacht ausgenutzt wird und Preisvorteile nicht ausreichend weitergegeben werden (BUNDESKARTELLAMT 2009, S.92). Aber auch die Bedeutung der Milchprodukte für den Lebensmitteleinzelhandel als Eckprodukte

(SCHMEDES 2005) und mögliche Mischkalkulationen bei der Preissetzung sind an dieser Stelle zu nennen. Ebenfalls sei auf die hohe Verderblichkeit sowie den teils hohen Verarbeitungsgrad vieler Milchprodukte an dieser Stelle explizit hingewiesen. Einen letzten wichtigen Punkt stellt die aktive Preisstützung durch die gemeinsame Marktordnung der Europäischen Union dar. Basierend auf Interventionskäufen und subventionierten Exporten bildet die Preisstützung eine langfristig bekannte Preisuntergrenze für den Rohstoff Milch, die in der Vergangenheit nur kurzzeitig unterschritten wurde.

2.3. Molkereiabgabe- und Verbraucherpreise

Für die Analyse der Preistransmission bei Konsummilch und Butter werden monatliche Daten für den Zeitraum Mai 1995 bis Dezember 2008 verwendet. Damit liegen insgesamt 164 Preisbeobachtungen für die Beziehung zwischen den Molkereiabgabepreisen und den Verbraucherpreisen in den verschiedenen Distributionskanälen vor. Mit den Produkten Konsummilch und Butter wurden Produkte gewählt, die einen relativ geringen Verarbeitungsgrad aufweisen, sodass der Einfluss weiterer Kostenkomponenten auf die empirischen Ergebnisse wahrscheinlich zu vernachlässigen ist.

Die Daten für Molkereiabgabepreise stammen aus den Statistiken der Zentralen Markt und Preisberichtsstelle (ZMP) und des Bundesministeriums für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz (BMELV). Die Molkereiabgabepreise für Konsummilch beruhen auf den Ergebnissen der Meldeverordnung für Milch. Sie stellen den Molkereiabgabepreis für einen Liter pasteurisierter Trinkmilch mit einem Fettgehalt von 3,5 % im Durchschnitt aller Absatzwege dar. Skonti und Rabatte wurden im Vorfeld abgezogen, so dass die Preise in etwa den Einstandspreisen entsprechen. Die Abgabepreise der Molkereien für Butter beruhen auf den Notierungen der Butter- und Käsebörsen in Hannover und Kempten. Preismeldungen an die Börsen beruhen auf freiwilligen Angaben von Käufern und Verkäufern der erfassten Produkte; die endgültige Notierung erfolgt durch eine Notierungskommission⁶ der jeweiligen Börse. Die Notierung erfolgt je Kilogramm Butter. Alle verwendeten Molkereiabgabepreise sind Nettopreise in Euro frei Abnehmer, einschließlich der Verpackung.

⁶ Die jeweilige Notierungskommission besteht aus von den zuständigen Landesstellen bestellten Vertretern des Lebensmitteleinzelhandels, der weiterverarbeitenden Industrie, der Molkereien, der Händler und der Erzeugergemeinschaften.

Die Verbraucherpreise stammen von der ZMP und der Agrarmarkt Informations-Gesellschaft (AMI). Die verwendeten Daten beruhen bis einschließlich 2003 auf den Erhebungen zum ZMP-Handelspanel. In diesem Panel wurden monatliche Meldungen über Verbraucherpreise für verschiedene, definierte landwirtschaftliche Erzeugnisse erfasst. Preismeldungen wurden insbesondere hinsichtlich ihrer Distributionskanäle unterschieden und veröffentlicht. Die in diesem Beitrag verwendeten Konsummilchpreise sind Preismeldungen für einen Liter pasteurisierter Vollmilch mit einem Fettgehalt von 3,5 % in einer standfesten Einmalverpackung. Die Preise für Butter enthalten Preisnotierungen der Handelsklasse „Deutsche Markenbutter“ in 250 g Packungen. Diese wurden für die Analyse in Preise je Kilogramm umgerechnet, um eine bessere Vergleichbarkeit zu den Molkereiabgabepreisen herzustellen. In 2004 wurde das Handelspanel der ZMP durch einen Verbraucherpreisspiegel auf Basis eines GfK-Haushaltspans abgelöst. Aus diesem heutigen AMI-Verbraucherpreisspiegel wurden die Verbraucherpreise für die Jahre 2004-2008 der gleichen Produkte übernommen.⁷ Ein wesentlicher Unterschied ist, dass in dem GfK-Haushaltspanel die Preise tatsächlicher Einkäufe der teilnehmenden Haushalte erfasst werden.

Die Verbraucherpreise für Konsummilch weisen im Verbraucherpreisspiegel der AMI im Vergleich mit dem Handelspanel der ZMP ein geringeres Preisniveau auf. Als mögliche Ursache gilt insbesondere der Unterschied in der Datenerfassung. Für die absoluten Änderungen der Verbraucherpreise, die bei der Untersuchung der Preistransmission von zentraler Bedeutung sind, zeigen sich jedoch keine eindeutigen Unterschiede für die beiden Datensätze. Wir nehmen daher an, dass die geänderte Datenerhebung an dieser Stelle nur eine untergeordnete Rolle spielt. Es gilt daher einzig die Niveauverschiebung in der Schätzung gesondert zu berücksichtigen. Die Butterpreise weisen keinen derartigen Strukturbruch auf.

Die Verbraucherpreise beider Datensätze beinhalten die durch die Konsumenten gezahlte Mehrwertsteuer. Da sich die Mehrwertsteuer relativ zur jeweiligen Preisänderung verhält, verzerrt dies die beobachteten Preiszusammenhänge. Aus diesem Grund werden die verwendeten Verbraucherpreise um den ermäßigten Mehrwertsteuersatz von 7 %⁸ bereinigt. Ein Einfluss der Mehrwertsteuer auf die Ergebnisse zur Preistransmission wird so ausgeschlossen.

⁷ Die ZMP befindet sich seit dem 30.04.2009 in Liquidation, einige Bereiche ihrer Tätigkeit wie der Verbraucherpreisspiegel wurden durch die AMI übernommen und fortgeführt.

⁸ Dieser ist seit dem 01.07.1983 unverändert.

2.4. Preistransmission bei Butter und Konsummilch

Die Preisweitergabe zwischen den Molkereien und den verschiedenen Distributionskanälen wird mit Hilfe eines Fehlerkorrekturmodells untersucht. In diesem Modell werden neben den aktuellen Änderungen der Preise auch die Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht sowie die Preisänderungen aus den Vorperioden berücksichtigt. Die Dynamik dieser Schätzung erlaubt es, verzögerte Anpassungen der Preise sowie die Geschwindigkeit des Abbaus von Ungleichgewichten direkt zu untersuchen.

Im Vorfeld der Schätzung wurden die Zeitreiheneigenschaften aller verwendeten Daten überprüft. Zunächst wurde für alle Preisreihen (Molkereiabgabe-, Verbrauchermarkt-, Supermarkt- und Discounterpreise) die Eigenschaft der Stationarität geprüft. Verwendet wurden die Tests von Dickey und Fuller (ADF) sowie Kwiatowski et al. (KPSS). Beide Tests bestätigen, dass die Molkereiabgabepreise sowie alle verwendeten Verbraucherpreise I(1) sind. Die Eigenschaft der Kointegration wurde mit Hilfe des Johansen-Trace-Tests geprüft. Dieser hat ergeben, dass zwischen den Molkereiabgabepreisen und den Verbraucherpreisen des jeweiligen Distributionskanales eine kointegrative Beziehung besteht.

Eine Annahme über die kausale Beziehung zwischen den verwendeten Zeitreihen lässt sich auf Basis eines Granger-Kausalitätstests treffen. Bei den verwendeten Zeitreihen für Konsummilch ergab sich, dass der Molkereiabgabepreis unabhängig vom Distributionskanal exogen zu den verwendeten Verbraucherpreisen ist. Auf dem Buttermarkt deutet der Granger-Test auf eine umgekehrte Kausalbeziehung hin. Die Verbraucherpreise gehen den Molkereiabgabepreisen zeitlich voraus und werden daher als exogen angenommen. Dieses Ergebnis für Butter steht im Gegensatz zu bisherigen Arbeiten, in denen von einer aufsteigenden kausalen Richtung der untersuchten Preisbeziehung ausgegangen wird.

Da die Verbraucher- und Molkereiabgabepreise kointegriert sind, existiert in Abhängigkeit der kausalen Richtung nach ENGLE und GRANGER (1987) eine Fehlerkorrekturbeziehung in folgender allgemeiner Form:

$$\Delta P_t^{en} = c + \gamma \Delta P_t^{ex} + \alpha FKT_{t-1} + \sum_{i=1}^L \beta_i \Delta P_{t-i}^{en} + \sum_{j=1}^L \beta_j \Delta P_{t-j}^{ex} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$\Delta P_t^{en} / \Delta P_t^{ex}$ stehen für die Änderungen der endogen und exogenen Preise. γ beschreibt den Umfang der kontemporären Anpassung des endogenen an Änderungen des exogenen

Preises. α beschreibt den Abbau von Ungleichgewichten in der Langfristbeziehung ($FKT_t = P_t^{en} - c - \theta P_t^{ex}$). L beschreibt die optimale Anzahl von Lags in der Schätzung, die empirisch mit Hilfe des Akaike-Kriteriums bestimmt wird.

In Anlehnung an den Ansatz von GRANGER und LEE (1989) wird die Fehlerkorrekturbeziehung in (1) modifiziert, um auf Asymmetrien in der Preistransmission zu prüfen. Zu diesem Zweck wird sowohl der Fehlerkorrekturterm (FKT^+ ; FKT^-) als auch die kontemporäre Anpassung (ΔP_t^{en+} ; ΔP_t^{ex-}) in positive und negative Werte unterteilt.

$$\Delta P_t^{en} = c + \gamma^+ \Delta P_t^{ex+} + \gamma^- \Delta P_t^{ex-} + \alpha^+ FKT_{t-1}^+ + \alpha^- FKT_{t-1}^- + \sum_{i=1}^L \beta_i \Delta P_{t-i}^{en} + \sum_{j=1}^L \beta_j \Delta P_{t-j}^{ex} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Die in (2) dargestellte Beziehung erlaubt eine direkte Interpretation hinsichtlich von Asymmetrien in der Anpassung an das langfristige Gleichgewicht (FKT^+ ; FKT^-) und von Asymmetrien in der kontemporären Anpassung (γ^+ ; γ^-). Asymmetrie liegt immer dann vor, wenn sich die Schätzer signifikant unterscheiden.⁹

Die Schätzung des Fehlerkorrekturmodells für die einzelnen Preisbeziehungen erfolgt mit Hilfe des zweistufigen Verfahrens nach ENGLE und GRANGER (1987). Bei diesem Verfahren wird zunächst die Langfristbeziehung zwischen den Preisen ($P_t^{en} = c + \theta P_t^{ex} + u_t$) ermittelt und anschließend wird mit Hilfe der Residuen ($u_t = FKT_t$) dieser Schätzung die Gleichung (2) bestimmt. Die Ergebnisse für die untersuchten Preisbeziehungen sind in Tabelle 1 dargestellt.

Konsummilch

In der langfristigen Beziehung zwischen dem Molkereiabgabepreis für Konsummilch und dem Verbraucherpreis im Lebensmitteleinzelhandel ist die Anpassungsrate des Verbraucherpreises an einen sich ändernden Molkereiabgabepreis in jedem der drei Distributionskanäle signifikant größer als Eins. Eine Änderung des Molkereiabgabepreises induziert folglich eine absolut höhere Anpassung des Verbraucherpreises. Demzufolge ist die Marge des Lebensmitteleinzelhandels im Gleichgewicht abhängig vom vorliegenden Preisniveau.

⁹ Der beschriebene Strukturbruch im Preisniveau wurde in der Betrachtung der Langfristbeziehung durch einen Dummy berücksichtigt. Die einmalige verstärkte Preisanpassung im Januar 2004 wurde in Gleichung 2 ebenfalls durch einen Dummy berücksichtigt.

Im Vergleich der Distributionskanäle sind die kontemporären Anpassungen an eine Änderung des Molkereiabgabepreises im Supermarkt am stärksten, gefolgt von den Verbrauchermärkten und den Discountern. Die Schätzer der kontemporären Anpassung unterscheiden sich nicht signifikant in Abhängigkeit des Vorzeichens der Preisänderung. Für Verbraucher- und Supermärkte kann dennoch festgehalten werden, dass die Schätzer für die kontemporäre Anpassung an Preissenkungen signifikant größer sind als eins. Eine Senkung des Molkereiabgabepreises für Konsummilch führt offensichtlich kontemporär zu einer umfangreicheren Senkung der Konsummilchpreise in Verbraucher- und Supermärkten. Für Discounter ist dieser Zusammenhang nur schwach signifikant zu beobachten¹⁰.

Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht zwischen den Verbraucherpreisen für Milch und den Molkereiabgabepreisen werden nur dann signifikant abgebaut, wenn die Abweichungen positiv sind. Dies gilt für jeden der drei Distributionskanäle. Positive Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht können entstehen, wenn entweder der Molkereiabgabepreis zu niedrig oder aber der Verbraucherpreis zu hoch ist. Eine positive Abweichung bedeutet demzufolge, dass die Marge des Lebensmitteleinzelhandels größer ist als in der Gleichgewichtssituation. Die höchste Abbaurate dieser Ungleichgewichte liegt in der Beziehung zwischen Supermarktpreis und Molkereiabgabepreis vor ($\alpha^+ = -0,325$), im Discounter hingegen erfolgt der Abbau deutlich langsamer ($\alpha^+ = -0,160$). Für negative Abweichungen, die eine im Vergleich mit dem Gleichgewicht geringere Marge bedeuten, findet kein signifikanter Abbau statt, auch wenn die Schätzer einen geringfügigen Abbau nahelegen. Langfristig zu große Margen des Lebensmitteleinzelhandels werden offenbar nicht zu Lasten der Verbraucher aufrecht erhalten, sondern in vergleichsweise starkem Umfang abgebaut. Ein nicht signifikanter Abbau der für den Lebensmitteleinzelhandel langfristig zu geringen Margen scheint zunächst nicht plausibel, da er die Tolerierung eigener Nachteile bedeutet. Doch die Verwendung der Konsummilch als Eckprodukt und die Kompensation der geringeren Marge durch andere Produkte bietet eine mögliche Erklärung.

Sowohl die kontemporären, als auch langfristigen Preisanpassungen deuten darauf hin, dass der Lebensmitteleinzelhandel Vorteile an die Verbraucher weitergibt. Für den Lebensmitteleinzelhandel positive Abweichungen der Marge vom langfristigen Gleichgewicht werden stärker abgebaut als negative.

¹⁰ Schwache Signifikanz bedeutet an dieser Stelle, dass anstatt einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 Prozent unterstellt wurde.

Tabelle 1: Preistransmissionen bei Konsummilch und Butter

		Konsummilch									
	Verbrauchermarkt (Molkerei)	p- Wert	Supermarkt (Molkerei)	p- Wert	Discounter (Molkerei)	p- Wert	Molkerei (Verbrauchermarkt)	p- Wert	Molkerei (Supermarkt)	p- Wert	Molkerei (Discounter)
	Langfristbeziehung										
c	9,560	0	14,681	0	11,439	0	0,161	0,143	-0,112	0,363	0,397
θ	1,240	0	1,11	0	1,200	0	0,875	0	0,945	0	0,811
R ²	0,76		0,89		0,76		0,82		0,82		0,82
	Fehlerkorrekturmodell										
kontemporär											
γ^+	1,050	0	1,170	0	0,993	0	0,928	0	0,922	0	0,858
γ^-	1,250	0	1,370	0	1,170	0	0,347	0	0,355	0,001	0,295
Symmetrie ¹							**		**		**
FKT											
α^+	-0,203	0,018	-0,325	0,002	-0,160	0,078	-0,505	0	-0,394	0	-0,496
α^-	-0,011	0,859	-0,061	0,579	-0,029	0,688	-0,078	0,381	-0,062	0,519	-0,004
Symmetrie ¹	*						**		**		**
R ²	0,65		0,71		0,61		0,87		0,82		0,86
Anzahl Lags	1		1		1		10		10		10
Breush-Godfrey	0,5914		0,177		0,1309		0,0001		0,0002		0,000

Quelle: eigene Berechnungen

Butter

Die Anpassungsrate des Molkereiabgabepreises an einen sich ändernden Verbraucherpreis ist für alle drei Distributionskanäle signifikant kleiner als Eins. Verbraucherpreisänderungen fallen demnach langfristig stärker aus als Änderungen der Molkereiabgabepreise. Folglich ist die Marge des Lebensmitteleinzelhandels auch bei Butter im Gleichgewicht abhängig vom vorliegenden Preisniveau.

In der kontemporären Anpassung des Molkereiabgabepreises an einen sich ändernden Verbraucherpreis gibt es keine signifikanten Unterschiede zwischen den betrachteten Distributionskanälen, in der Richtung der Preisanpassung hingegen schon. Würde der Verbraucherpreis um 1 € steigen, so würde der Molkereiabgabepreis im Mittel der Distributionskanäle um ca. 0,90 € steigen (Verbrauchermärkte 0,93 €; Supermärkte 0,92 €; Discounter 0,86 €). In der entgegengesetzten Richtung fällt die Anpassung der Molkereiabgabepreise mit ca. 0,32 € signifikant geringer aus (Verbrauchermärkte 0,35 €; Supermärkte 0,36 €; Discounter 0,30 €). In der kontemporären Anpassung des Molkereiabgabepreises an Änderungen der Verbraucherpreise liegen demzufolge Asymmetrien vor. Steigt der Verbraucherpreis an, wird der Molkereiabgabepreis im Vergleich zu sinkenden Preisen kurzfristig wesentlich stärker angepasst.

Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht zwischen dem Molkereiabgabepreis und dem Verbraucherpreis für Butter werden nur dann signifikant abgebaut, wenn die Abweichung positiv ist. Positive Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht resultieren daraus, dass entweder der Molkereiabgabepreis zu hoch oder aber der Verbraucherpreis zu niedrig ist. Demzufolge bedeutet eine positive Abweichung in dieser Beziehung, dass die Marge des Lebensmitteleinzelhandels gegenüber dem Gleichgewicht zu gering ist. Der stärkste Abbau dieses Ungleichgewichtes erfolgt bei der Beziehung zwischen Molkereiabgabepreis und Verbrauchermarktpreis für Butter ($\alpha^+ = -0,505$). Die Abbauraten in den beiden anderen Distributionskanälen sind nicht signifikant unterschiedlich. Negative Abweichungen, die eine im Vergleich mit dem Gleichgewicht größere Marge für den Lebensmitteleinzelhandel bedeuten, werden nicht signifikant abgebaut. Ein Vergleich der Abbauraten zwischen positiven und negativen Ungleichgewichten zeigt signifikante Asymmetrien in der langfristigen Anpassung der Preise.

Für Butter werden Asymmetrien sowohl in der kurzfristigen als auch in der langfristigen Preisanpassung beobachtet. Kurzfristig werden Molkereiabgabepreise an sinkende Verbraucherpreise weniger stark angepasst als an steigende. Jene

Verbraucherpreisänderungen, die zu einer potentiell steigenden Marge des Lebensmitteleinzelhandels führen, rufen folglich eine stärkere Änderung des Molkereiabgabepreises hervor. Die Anpassung des Molkereiabgabepreises an eine kurzfristig tendenziell kleinere Marge des Lebensmitteleinzelhandels fällt entsprechend geringer aus. Langfristig hingegen werden Ungleichgewichte zu Lasten des Lebensmitteleinzelhandels deutlich stärker abgebaut als im Umkehrfall.

2.5. Diskussion

Die Analyse der Preistransmission bei Konsummilch und Butter in den unterschiedlichen Distributionskanälen des Lebensmitteleinzelhandels führt zu interessanten Ergebnissen. Zunächst lassen sich für die beiden betrachteten Milchprodukte Butter und Konsummilch Anzeichen für eine unterschiedliche Kausalität der Preise finden. Die verwendeten Daten für Konsummilch legen nahe, dass der Molkereiabgabepreis exogen zum Verbraucherpreis ist, während für Butter die umgekehrte kausale Beziehung gilt. Ferner zeigt sich bei der Betrachtung des langfristigen Gleichgewichtes zwischen den Molkereiabgabepreisen und den Verbraucherpreisen, dass die Marge des Lebensmitteleinzelhandels bei beiden Produkten unabhängig vom betrachteten Distributionskanal abhängig von der Höhe des Preisniveaus ist.

Die Betrachtung der kurz- und langfristigen Preisanpassung führt bei Konsummilch und Butter zu unterschiedlichen Ergebnissen. Die Analyse der Preisbeziehungen bei Konsummilch zeigt, dass eindeutige Tendenzen zur Weitergabe von Preisvorteilen an den Verbraucher vorliegen. Kontemporär sinken die Preise im Lebensmitteleinzelhandel stärker als die Molkereiabgabepreise und auch langfristig werden Abweichungen von der im Gleichgewicht erwarteten Marge des Lebensmitteleinzelhandels stärker abgebaut, wenn diese zu Lasten des Verbrauchers gehen. Die stärksten Anpassungen in dieser Hinsicht zeigen Verbraucherpreise im Supermarkt, während die Preise bei Discountern die geringsten Anpassungen aufweisen. Für Butter zeigen die Preisanpassungen keine derartigen Unterschiede zwischen den Distributionskanälen. Die Asymmetrien hinsichtlich des Vorzeichens der Preisänderung sind jedoch eindeutig stärker ausgeprägt als bei Konsummilch. Die kurzfristige Anpassung der Molkereiabgabepreise an sinkende Verbraucherpreise ist deutlich geringer als an steigende. Kurzfristig fallen die Anpassungen an kleinere Margen des Lebensmitteleinzelhandels geringer aus. Längerfristig erfolgt eine stärkere Anpassung der Molkereiabgabepreise, wenn sich die Marge für den

Lebensmitteleinzelhandel negativ zum langfristigen Gleichgewicht und damit zu Gunsten der Verbraucher entwickelt.

Zusammenfassend lassen sich auf kurze Sicht keine Asymmetrien in der Anpassung der Verbraucherpreise für Butter und Konsummilch zu Lasten der Verbraucher finden. Längerfristig hingegen gibt es insbesondere bei Butter Anzeichen für einen geringeren Abbau von Ungleichgewichten, die den Lebensmitteleinzelhandel begünstigen. Für Konsummilch ist das Gegenteil zu beobachten. Verbraucherpreise werden stärker angepasst, wenn Preisvorteile für den Lebensmitteleinzelhandel vorliegen. Das Argument, dass Verbraucherpreise nur ungenügend an die Entwicklung sinkender Rohstoffpreise angepasst werden, lässt sich vor dem Hintergrund dieser Untersuchung des Zeitraums 1995 bis 2008 für Konsummilch nicht bestätigen. Gleichzeitig steht es im Gegensatz zu bisherigen Untersuchungen zum Milchmarkt, welche die vorherige These stützen.

Die Beobachtung, dass insbesondere Konsummilch ein Eckprodukt für den Lebensmitteleinzelhandel darstellt, liefert einen möglichen Erklärungsansatz für dieses Ergebnis. Aufgrund der hohen Kauffrequenz und der guten Preiskenntnis der Verbraucher besteht ein hoher Anreiz die Preise für Konsummilch im Vergleich mit dem Wettbewerb möglichst niedrig zu setzen. Eine stärkere Anpassung der Verbraucherpreise an sinkende Einstandspreise, beziehungsweise ein stärkerer Abbau eigener Vorteile durch den Lebensmitteleinzelhandel passen vor diesem Hintergrund zu der Bedeutung von Konsummilch als Eckprodukt.

Für Butter lassen sich solche Überlegungen nicht anstellen. Preissenkungen führen zwar kurzfristig zu einem Abbau der Marge des Lebensmitteleinzelhandels, darauf beruhende Ungleichgewichte zu Lasten des Lebensmitteleinzelhandels werden dagegen stärker abgebaut als im Umkehrfall.

Die vorliegenden Ergebnisse beruhen auf disaggregierten Daten für Verbraucherpreise in den verschiedenen Distributionskanälen des Lebensmitteleinzelhandels. Dies ermöglicht Unterschiede in der Preisweitergabe innerhalb der Wertschöpfungskette zwischen den verschiedenen Geschäftstypen zu ermitteln. Eine wichtige Erweiterung dieser Untersuchung besteht unseres Erachtens in der Betrachtung einzelner Ketten, welche die Preisabschlüsse mit den Molkereien treffen, sowie der Betrachtung einzelner Produkte, für die unterschiedliche Preisstrategien sowohl auf der Seite der Molkereien als auch des Lebensmitteleinzelhandels vorliegen. Da es sich bei den uns vorliegenden Daten weiterhin um Aggregate für alle Verbraucher- und Supermärkte sowie die Discounter handelt, ist uns

dies derzeit nicht möglich. Neben der Betrachtung von Asymmetrien hinsichtlich der Richtung der Preisentwicklung besteht durch die Verwendung von Threshold oder Markov-Switching Fehlerkorrekturmodellen die Möglichkeit eine größere Anzahl an Regimen zu berücksichtigen. Auf diese Weise lassen sich gesonderte Zeiträume oder aber die Gewichtung der Preisanpassung differenzierter analysieren.

2.6. Literatur

- ABDULAI, A. (2002): Using threshold cointegration to estimate asymmetric price transmission in the Swiss pork market. In: Applied Economics 34: 679-687.
- AMI (AGRARMARKT INFORMATIONS-GESELLSCHAFT) (Ed) (verschiedene Jahrgänge): Verbraucherpreisspiegel Milch. Bonn.
- AZZAM, A.M. (1999): Asymmetry and Rigidity in Farm-Retail Price Transmission. In: American Journal of Agricultural Economics 81: 525-533.
- BALL, L. und MANKIW, N.G. (1994): Asymmetric price adjustment and economic fluctuations. The Economic Journal 104: 246-252.
- BMELV (BUNDESMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG LANDWIRTSCHAFT UND VERBRAUCHERSCHUTZ) (Ed) (verschiedene Jahrgänge): Statistischer Monatsbericht. Berlin.
- BBE RETAIL EXPERTS (2009): Lebensmittelmarkt: Discounter gewinnt – Supermärkte halten dagegen. Markt-Studie.de, Köln. In: <http://blog.markt-studie.de/bbe-retail-experts-lebensmittelmarkt-discount-gewinnt-%E2%80%93-supermarkte-halten-dagegen/>, abgerufen am 03.03.2010.
- BUNDESKARTELLAMT (2009): Sektoruntersuchung Milch – Zwischenbericht. Bonn.
- CHAVAS, J.P. UND MEHTA, A. (2004): Price Dynamics in a Vertical Sector: The Case of Butter. In: American Journal of Agricultural Economics 86: 1078-1093.
- VON CRAMON-TAUBADEL, S. (1998): Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation: An application to the German pork market. In: European Review of Agricultural Economics 25: 1-18.
- VON CRAMON-TAUBADEL, S. und LOY, J.-P. (1999): Identifikation asymmetrischer Preisanpassungsprozesse für integrierte Zeitreihen. In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 218: 85-106.

- EUROPÄISCHE KOMMISSION (2009): Analysis of price transmission along the food supply chain in the EU. Brussels. In: http://ec.europa.eu/economy_finance/articles/structural_reforms/article16028_en.htm, abgerufen am 17.02.2010.
- ENGLE, R.F. und C.W.J. GRANGER (1987): Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica* 49: 251-276.
- GRANGER, C.W.J. und T.H. LEE (1989): Investigation of production, sales and inventory relationships using multicointegration and non-symmetric error correction models. *Journal of Applied Econometrics* 4: 145-159.
- HOUCK, J.P. (1977): An Approach to Specifying and Estimating Nonreversible Functions. In: *American Journal of Agricultural Economics* 59: 570-572.
- JENSEN, J.D. und SKADKÆR MØLLER, A. (2007): Vertical Price Transmission in the Danish food marketing chain. Institute of Food and Resource Economics – Working Paper. Copenhagen.
- KINNUCAN, H.W. und FORKER, O.D. (1987): Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission for Major Dairy Products. In: *American Journal of Agricultural Economics* 69: 285-292.
- LEVY, D.; DUTTA, S.; BERGEN, M. und VENABLE, R. (1998): Price Adjustment at Multiproduct Retailers. In: *Managerial and Decision Economics* 19: 81-120.
- MEYER, J. und VON CARMON-TAUBADEL, S. (2004): Asymmetric Price Transmission: A Survey. In: *Journal of Agricultural Economics* 55: 581-611.
- NOVAKOVIC, A.M. (1991): Price Formation and the Transmission of Prices across Levels of Dairy Markets. Cornell Agricultural Economics – Staff Paper. Ithaca, New York.
- PELTZMANN, S. (2000): Prices Rise Faster than they Fall. In: *Journal of Political Economy* 108: 466-502.
- SCHMEDES, E.C. (2005): Analyse des Einflusses von Preisentscheidungsebene und Standort auf die Preissetzung im Lebensmitteleinzelhandel. In: HAGEDORN, K., NAGEL, J.U., ODENING, M. (HRSG.) (2005): Umwelt- und Produktqualität im Agrarbereich. Schriftenreihe der GEWISOLA, Landwirtschaftsverlag, Münster-Hiltrup.
- SERRA, T. und GOODWIN, K.G. (2003): Price transmission and asymmetric adjustment in the Spanish dairy sector. In: *Applied Economics* 35: 1889-1899.
- SHANKAR, V. und BOLTON, R.N. (2004): An Empirical Analysis of Determinants of Retailer Pricing Strategy. In: *Marketing Science* 23: 28-49.
- WARD R.W. (1982): Asymmetry in Retail, Wholesale, and Shipping Point Pricing for Fresh Vegetables. In: *American Journal of Agricultural Economics* 62: 205-212.

WOLFFRAM, R. (1971): Positivistic Measurement of aggregate supply elasticities: some new approaches – some critical notes. In: American Journal of Agricultural Economics 53: 356-359.

ZMP (ZENTRALE MARKT- UND PREISBERICHTSSTELLE) (Ed) (verschiedene Jahrgänge): ZMP Marktbilanz Milch - Deutschland, Europäische Union, Weltmarkt. Bonn.

Besonderer Dank gilt dem Kompetenzzentrum Milch Schleswig-Holstein (KMSH) für die finanzielle Unterstützung des Projektes.

Kapitel 3

Cost Pass Through in Differentiated Product Markets: A Disaggregated Study for Milk and Butter

Autoren:

THORE HOLM, JENS-PETER LOY und CARSTEN STEINHAGEN

Der Beitrag wurde eingereicht zur Begutachtung bei
European Review of Agricultural Economics

Abstract

Asymmetric cost pass through is often interpreted as an indication of market power. Since 2007 milk markets worldwide have been in turmoil. The price adjustments along the value chain in the following were closely monitored by the public and by antitrust agencies in the European Union, in particular to prove that food retailers use asymmetric cost pass through to increase average margins and profits. In this paper variations in cost pass through are analyzed between wholesale (costs) and retail prices for differentiated milk and butter products (brands) at different (individual) retail outlets in the German market from 2005 to 2008 on a weekly basis. The results indicate statistically significant asymmetric cost-price responses; however, the starting hypothesis, that asymmetric cost pass through is used more excessively by stronger brands, has to be reconsidered. Also the economic impact on average margins and profits appears to be limited.

3.1. Introduction

At first glance milk and butter – respectively – appear to be fairly homogenous goods considering their almost normed physical and chemical characteristics; however, these products show significant price differences at the retail level between national brands and/or private labels or between different retail outlets such as supermarkets, consumer markets or discounters. This holds even for prices in the same week at the same store or at stores close by each other. Looking at average prices over the observation period from 2005 to 2008 we find that national brands range from 53 (80) to 106 (239) Eurocents per liter (per 250 g) for milk (butter). Average private label prices range from 56 (80) to 100 (106) Eurocents per liter (per 250 g) for milk (butter).

Product branding of food processors – mainly dairies – and outlet specific pricing strategies – namely HiLo (High Low) and EDLP (EveryDay Low Price) – may serve as arguments to explain the observed price differentials. Dominant brands as well as certain retail chains have some potential to divert from the competitive single market price equilibrium e.g. due to consumer preferences or costs of store switching. Strong brands can generate loyal consumers who do not switch to competing brands before certain price differentials are exceeded. Retail outlets offer a bundle of products to consumers who face store switching costs and therefore often exercise one-stop-shopping. This allows manufacturers and retail outlets to use single product prices strategically.

This potential to manipulate prices might not only result in deviations of average prices but might also lead to differences in the dynamic price adjustments between brands and retail outlets. At the aggregated level many studies for dairy products and other agricultural goods have shown significant asymmetric cost pass through (amongst others PELTZMAN 2000; GOODWIN AND PIGGOTT 2001; BAUMGARTNER ET AL. 2009). The direction (sign) of price changes or marketing margins therefore leads to different dynamic price reactions with respect to the speed of adjustment and/or the magnitude of the long-run price equilibrium. To what extent and why the dynamic pricing behavior differs between brand and/or retail outlets is the main subject of this study. We analyze the variations in cost pass through, namely the vertical price adjustment between retail and whole sale prices for the differentiated milk and butter products (brands) and for different (individual) retail outlets in the German market.

The underlying hypothesis is that an increasing potential to manipulate retail prices (market power) goes along with a (positive) dynamic asymmetric cost pass through. Such a behavior

is more likely to be observed for strong (national) brands and outlets that serve a wider assortment of goods and more complex or higher quality services such as consumer markets, supermarkets or hypermarkets compared to discounters.

Our study contributes to the literature by adding to the following aspects: First, we present cost pass through estimates at the most disaggregated level using specific product prices (EAN-code based) at individual retail outlets to obtain brand (product) specific and store specific cost-price adjustments using an extensive retail scanner data set over a four years period from 2005 to 2008. Second, retail prices often show a high level of rigidity which prevents an efficient estimation of dynamic price adjustment processes; in the sample under study the food crisis in 2007 has caused significant price variation at the wholesale and the retail level. In addition, retail prices are set on a weekly basis which is the frequency of the data under study; the majority of former studies employ data at a monthly frequency. Third, we use wholesale prices instead of farm prices.¹ Wholesale milk prices might better reflect short-run cost changes in the retail market than farm prices. Fourth, a two stage estimation approach is employed to analyze the differences in the price response functions. In the first stage after testing the time series properties, we apply a three regime threshold error correction model (TECM) to a wide range of time series (2643) including 71 (90) different brands for milk (butter) and 327 (447) retail stores.² In the second stage the estimates of the individual dynamic cost-price adjustment enter an estimated dependent variable regression which uses dummy variables as explanatory variables to measure and test brand, store type and product specific effects. The estimated dependent variable regression has to our knowledge not been used in this context before, at least for dairy market data.

The paper is organized as follows. In section two we summarize the empirical literature on vertical dairy product cost-price transmission. In the following section the methodological background of estimating asymmetric cost-price transmission is explained. Section four gives an overview of German dairy product markets at the wholesale and the retail levels. Descriptive statistics and time series properties of the processes under study are described in section five. In section six the estimation results for the threshold error correction model in the first step and the estimated dependent variable regression for different parameters

¹ Most studies use farm prices as cost indicators.

² Testing non-linearity and the number of regimes for the threshold model is often ignored in empirical applications. We explicitly consider these issues following the procedure by STRIKHOLM AND TERÄSVIRTA (2006).

of the dynamic price adjustment in the second step are presented and discussed. In the final section we present our conclusion.

3.2. Literature Review

A great number of studies on asymmetric cost pass through or vertical price adjustments and its implications on the performance of agricultural and food markets have been presented over the past decades; several of these studies have specifically investigated dairy product prices starting with the seminal paper by KINNUCAN AND FORKER (1987) (see Table 1).³ In particular the recent price volatility in the period between 2007 and 2008 has revived the debate on asymmetric cost-price transmission, e.g. in the US where the “debate over this matter grew more intense when retail prices appeared to change relatively little as farm prices dropped in late 2008” (STEWART AND BLAYNEY 2011).

While according to the American Farm Bureau Federation increases of farm prices of milk are quickly passed on to consumers by marketers, farm prices decreases are adjusted more slowly to retail prices in order to increase profits mostly in retailing (STEWART AND BLAYNEY 2011). According to MEYER AND CRAMON-TAUBADEL (2004) such a price response is defined as positive asymmetry. The European Commission comes to a similar conclusion: “Since 2007, consumer prices – and to a lesser extent food producer prices – have failed to decrease in line with the decrease in agricultural commodity prices, exhibiting a 'rockets and feathers' evolution pattern in which prices are fast to raise and slow to decrease. The decline in agricultural commodity prices has been passed on up to one year later to the consumers” (EUROPEAN COMMISSION 2009). The German Antitrust Commission has looked at the dynamics of vertical price relationships on domestic dairy markets concluding that the pricing process appears to be efficient; following, they see no need for antitrust policy actions (BUNDESKARTELLAMT 2009). The analysis is based on disaggregated data for national brands and private labels which might explain the differences in the results compared e.g. with other European countries; also, Germany seems to be a special case with a highly competitive retail sector. However, no formal testing is applied; the conclusions are based on graphical analyzes of only a few case studies.

³ The terms cost pass through, cost-price transmission and (vertical) price transmission are used interchangeably in this paper.

Table 1: Empirical studies of vertical price transmission for dairy products

Author(s)	Kinnucan, Forker	Serra, Goodwin	Chavas, Mehta	Jensen, Møller	Baumgartner et al.	European Commission	Stewart, Blayney
Year	1987	2003	2004	2007	2009	2009	2011
Journal ^a	AJAE	AE	AJAE	WP	WP	RP	ARE
Relationship ^b	Pf \leftrightarrow Pr	Pf \leftrightarrow Pr	Pw \leftrightarrow Pr	Pf \leftrightarrow Pw \leftrightarrow Pr	Pf \leftrightarrow Pr	Pf \leftrightarrow Pr	Pf \leftrightarrow Pr
Product	Milk, Butter, Cheese, Ice Cream	Milk, Cheese, Cream Caramel	Butter	Milk ^e	Milk, Butter, Cheese	Milk, Butter, Cheese and other	Milk, Cheese
Country	USA	Spain	USA	Denmark	Austria	EU-27	USA
Frequency	Monthly	Monthly	Monthly	Monthly	Monthly	Monthly	Monthly
Result (Asymmetry)	Yes	Yes ^d	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Form of Asymmetry	Positive	Positive	Positive	Positive ^f	Positive ^g	Positive	Positive ^h
Model ^c	DLM	TECM	ECM	ECM	TVECM	DLM	ECM/TECM/STECM
# Regimes	2	3	2	2	3	2	1/2/3

Legend: a) AJAE: American Journal of Agricultural Economics; AE: Applied Economics; ARE: Agricultural and Resource Economics; WP: Working Paper; RP: Report;

b) Farm gate Price (Pf); wholesale Price (Pw); retail-Price (Pr);

c) Distributed Lag Model (DLM); Threshold (Vector) Error Correction Model (T(V)ECM); Smooth Transition Error Correction Model (STECM);

d) Not in case of milk and cream caramel;

e) Additional investigation of non-dairy products;

f) significant asymmetries only found in price transmission between wholesale and retail prices;

g) Negative asymmetries are estimated for cheese and are related to growing international competition;

h) Adjustment to the long run a twofold and show negative asymmetries in case of milk;

Source: Own.

KINNUCAN AND FORKER (1987) investigate price transmission between retail and farm prices for milk, butter, cheese and ice cream. They find significant positive asymmetries in the price transmission process using the Wolfram-Houck approach. KINNUCAN AND FORKER (1987) argue that governmental price support and industry concentration cause the asymmetric price response; they also discuss the static marketing margin model of GARDNER (1975) and show that farm-retail price transmission elasticities are smaller when price changes are predominantly triggered by cost shifts. However, cost shifters are identified to play only a minor role in explaining the asymmetric price adjustment. SERRA AND GOODWIN (2003) (milk, cheese, cream caramel), CHAVAS AND MEHTA (2004) (butter), JENSEN AND SKADKÆR MØLLER (2007) (price indexes of different milk products), BAUMGARTNER ET AL. (2009) (milk, butter, cheese, dairy products) and STEWART AND BLAYNEY (2011) (milk, cheese) use (threshold) error correction models. SERRA AND GOODWIN (2003) find positive asymmetries for the Spanish dairy market. The authors relate the asymmetric pricing behavior in the Spanish dairy sector mainly to menu costs, inventory management, search costs and public market intervention. CHAVAS AND MEHTA (2004) find that retail prices respond more strongly to wholesale price increases than to wholesale price decreases; their explanations are consumer search costs, retailers' menu costs and also imperfect competition at the retail level. JENSEN AND SKADKÆR MØLLER (2007) detect weak price transmission especially for milk. In their view asymmetric price adjustment is caused by public intervention and product differences. More value added products show a higher degree of asymmetry. The EUROPEAN COMMISSION (2009) analyzes a range of different milk products (milk, butter, cheese, skim milk etc.) for a variety of EU Member States. Instead of an error correction approach a model in first differences is used to detect asymmetric price responses. In particular for Slovenia, the United Kingdom, Denmark and Lithuania significant asymmetries are found. The Commission relates the positive asymmetries to "the limited share of agricultural commodities into final food prices, inefficiencies in the market structure of the chain (either linked to imbalances in bargaining power and/or anti-competitive practices), and some adjustments constraints and costs (e.g. costs of changing prices for both producers and retailers, the slow price transmission due to long-term contracts between economic actors)" (EUROPEAN COMMISSION 2009).

BAUMGARTNER ET AL. (2009) detect positive asymmetries for milk and butter. STEWART AND BLAYNEY (2011) study price transmission over the food crisis from 2007 to 2009 in the US. They analyze the nature of price transmission for whole milk and cheddar cheese, comparing results of different model specifications. Independent of underlying specification

they find positive asymmetries. Additionally, STEWART AND BLAYNEY (2011) state for the lower processed product (whole milk) that the price pass-through is larger and that the process of error correction is active in the whole spectrum of observed disequilibria. In contrast the higher processed product (cheddar cheese) shows a band of sluggish or zero error correction.⁴

In conclusion, the empirical evidence for statistically significant positive price asymmetries in the dairy sector is overwhelming. However, a few issues need to be resolved before concluding what the main drivers for these phenomena are. First, most studies use farm prices at the upstream level. Dairy farms have contracts with dairies. In case of cooperative companies farmers hold company's shares. Therefore, contract prices might not follow simple market integration rules; for instance, dairies try to use higher prices in the winter season to allocate more milk in that period or some dairies might stabilize prices over the season.⁵ In addition, when studying highly processed products such as butter or cheese compared to fresh milk, price transmission might be affected by the importance of processing costs and/or the prices of complements that are not considered. Analyses of price transmission have to take into account these issues when using farm level instead of respective wholesale prices.⁶ Second, all studies discussed here use relatively highly aggregated monthly data. Thus, it might be questioned whether the estimated results indicate an average behavior in the industry. CRAMON-TAUBADEL ET AL. (2006) have shown "that estimation with aggregated data can generate misleading conclusions about price transmission behavior at the level of the individual units (i.e. retail stores) that underlie these aggregates." We also lose the information about variations in individual price responses and about what subsectors are driving the average behavior. Third, many studies focus on statistical significance.⁷ It would, however, be important to calculate the economic

⁴ STEWART AND BLAYNEY (2011) mention some more studies for the US market (LASS AND ADANU 2001; LASS 2005; CAPPS AND SHERWELL 2007; AWOKUSE AND WANG 2009). They conclude: "However, all studies find evidence of some type of asymmetry."

⁵ Therefore, imperfect or asymmetric price transmission between farm and retail prices might not indicate imperfect competition and/or inefficient exchange processes. Wholesale prices used here are not directly affected by vertical integration (contracts); for those retailers using contracts wholesale prices still reflect opportunity costs.

⁶ At the farm level there is only one price, namely the price of raw milk. The relationship between the farm price of milk and the retail price of butter is likely affected by the price of skim milk powder as it is the complementary product. In this study we use wholesale prices of butter to avoid these problems of model misspecification.

⁷ CRAMON-TAUBADEL (1998) presents a simulation to evaluate the economic significance of asymmetric price adjustment. We follow his approach and adopt it for the estimated threshold model.

importance not only in theory by relating coefficients to the scale of respective variables simulating artificial shocks but also to simulate the impact of asymmetry with real data shocks. All these issues are considered in the present study.

3.3. Methodology

A technique to estimate asymmetric price transmission has first been proposed by WOLFFRAM (1971) and later modified by, inter alia, HOUCK (1977). Since then many methodological enhancements have been introduced and a great number of empirical studies e.g. for aggregated data have been presented. A consistent theoretical explanation is still at large (see PELTZMAN 2000). Main arguments for asymmetric price transmission are market or bargaining power, menu costs, inventory management and internalization of price variations. A detailed overview on methodological developments, theoretical justifications and empirical results in this field can be found in FREY AND MANERA (2007) and MEYER AND CRAMON-TAUBADEL (2004).

A major step in developing a methodology to efficiently estimate asymmetric price transmissions is the work by ENGLE AND GRANGER (1987) on cointegration. Most price series indicate non-stationary behavior similar to random walks. Cointegration tests and the error correction representation of cointegrated processes solve the problem of spurious regressions and offer a simple as well as meaningful economic interpretation. GRANGER AND LEE (1989) adopted the concept of asymmetric adjustments to the error correction representation. The basic idea is that the speed of returning back to the equilibrium differs with respect to the sign of the deviation from the long-run equilibrium. Compared to earlier approaches which are based on the signs of price changes, the specification proposed by GRANGER AND LEE (1989) separates positive and negative deviations from the long-run equilibrium. Thereby GRANGER AND LEE (1989) do not only present a statistically consistent specification but also a consistent economic interpretation. This concept can be applied in all fields that rely on an equilibrium concept. While originally developed to analyze the relationship between production, sales and inventories, the specification can also be applied to cost pass through or price integration studies. The following specification illustrates the model. Let p_{1t} be a retail price and p_{2t} be a wholesale price, μ_{t-1} is the

3. Cost Pass Through in Differentiated Product Markets

deviation from the long-run price relationship.⁸ I_{t_1} is an indicator variable. I_{t_1} is 1 if $\mu_{t-1} < 0$ and zero otherwise.

$$\Delta p_{1t} = \alpha_0 + \delta^- I_{t_1} \mu_{t-1} + \delta^+ (1 - I_{t_1}) \mu_{t-1} + \varphi \Delta p_{2t} + \sum_{j=1}^k \beta_{1j} \Delta p_{1,t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{2j} \Delta p_{2,t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Asymmetric error correction models have been applied in different forms, restricted and unrestricted models, with different asymmetric and lag specifications (see CRAMON-TAUBADEL AND LOY 1999, 1996; GRANGER AND LEE 1989).

The two main characteristics of the (asymmetric) price transmission process are the speed of adjustment back to the (linear) long-run equilibrium and its parameters indicating the average margin. For asymmetric processes the speed of price adjustment varies with respect to the sign of the deviation from the long-run equilibrium. Asymmetries are classified into positive and negative. A positive asymmetry implies adjusting retail prices faster when wholesale prices rise compared to when they fall. Negative asymmetries describe the opposite. Traditionally asymmetric models have one threshold (two regimes) which is *a priori* set at zero. In more recent papers the threshold is determined endogenously in a separate procedure. For vertical price transmission models two thresholds (three regimes) are often used to represent the theoretical idea of menu costs that prevent or limit adjustments of small deviations from the equilibrium in the inner regime (BALKE AND FOMBY 1997). In the two threshold model the error correction term is split into three regimes as shown in Equation 2 and 3.

$$\mu_t = \begin{cases} \delta^1 \mu_{t-1} + \varepsilon_{1t} & \text{if } \mu_{t-1} > \theta_1 \\ \delta^2 \mu_{t-1} + \varepsilon_{2t} & \text{if } \theta_2 \leq \mu_{t-1} \leq \theta_1 \\ \delta^3 \mu_{t-1} + \varepsilon_{3t} & \text{if } \mu_{t-1} < \theta_2 \end{cases} \quad (2)$$

$$\Delta \mu_t = (\delta^1 - 1) I_{t_1} \mu_{t-1} + (\delta^2 - 1) (1 - I_{t_1} - I_{t_2}) \mu_{t-1} + (\delta^3 - 1) I_{t_2} \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

⁸ The deviations from the long-run price equilibrium are estimated in a first step as by the Engle-Granger-Two-Step-Procedure.

⁹ The transformation of (2) into first differences is due to testing convenience similar to the first differencing in linear case applying the ADF-procedure.

The thresholds are estimated following a procedure by CHAN (1993) who proposes an iterative (grid) search using all potential values for the transition variable and selecting thresholds based on minimizing the residual sum of squares of all potential TAR models. The search is limited to guaranty a minimum number of observations in each regime (HANSEN 1999; HANSEN AND SEO 2002). Threshold values estimated based on CHAN (1993) are super-consistent.¹⁰

For every regime a separate autoregressive structure is assumed. Thus, conditions to ensure stationarity of the error term (μ_t), which is a requisite for (threshold) cointegration, are more complex than in the linear case. For multiple regimes there might be a very large number of sufficient conditions to ensure stationarity. Additionally, the number of regimes (thresholds) needs to be confirmed empirically. The threshold parameters are not known a priori and have to be estimated. Standard procedures to test for linearity against non-linearity cannot be applied (HANSEN 1996). For correct inference on threshold cointegration, testing for linearity and the number of regimes need to account for the problem of nuisance parameters under the H_1 -hypothesis (ANDREWS AND PLOBERGER 1994; HANSEN 1996).¹¹ TJØSTHEIM (1990) proves that if the characteristic roots of the autoregressive lag processes in the outer regimes are smaller than one, then the process is stationary; namely, if the outer regimes are stationary, the whole process is stationary. CHAN ET AL. (1985) show sufficient conditions for the three regime model. If $\delta^1 < 1$, $\delta^3 < 1$ and $\delta^1\delta^3 < 1$, then μ_t is a stationary process.¹²

The indicator variables are defined according to the regimes separated by the thresholds; for instance, if $\mu_{t-1} < \theta_1$, then $I_{t_1} = 1$ else $I_{t_1} = 0$. If $\mu_{t-1} > \theta_2$, then $I_{t_2} = 1$ else $I_{t_2} = 0$.

¹⁰ A more detailed description on the estimation of thresholds by grid search can be found in CHAN (1993) and STIGLER (2010); ENDERS AND SIKLOS (2001), ABDULAI (2002) and BAUMGARTNER ET AL. (2009) present applications of the procedure.

¹¹ The problem vanishes if the underlying economic relationship is known a priori.

¹² See BALKE AND FOMBY (1997) for more details on the issue of stationarity, e.g. when the outer regimes indicate non-stationary behavior.

Following ENGLE AND GRANGER (1987), stationarity of the error term (μ_t) indicates that processes (prices) are threshold cointegrated. Assuming a symmetric lag structure of order k for all prices, threshold cointegration implies the existence of a threshold error correction representation of the following form:

$$\Delta p_{1t} = \alpha_0 + I_{t_1} \delta^- \mu_{t-1} + (1 - I_{t_1} - I_{t_2}) \delta^0 \mu_{t-1} + I_{t_2} \delta^+ \mu_{t-1} + \phi \Delta p_{2t} + \sum_{j=1}^k \beta_{1j} \Delta p_{1,t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{2j} \Delta p_{2,t-j} + v_t \quad (4)$$

The indicator functions are defined as above. The error correction representation in equation 4 allows for different adjustments of deviations from the long-run equilibrium depending on the size of the deviation. If the inner regime shows no responses ($\delta_i=0$), then the lag polynomial of the error process has a unit root and the process is non-stationary. As long as the outer regimes are stationary, such behavior can be compatible with threshold cointegration.

PIPPENGER AND GOERING (1993, 2000), BALKE AND FOMBY (1997), ENDERS AND GRANGER (1998), ENDERS AND SIKLOS (2001) and LO AND ZIVOT (2001) show that traditional tests do not fail to detect cointegration but they can lose power in presence of threshold (non-linear) effects. Regardless what test is used, e.g. ENGLE-GRANGER Approach (1987)¹³ or JOHANSEN trace test (1988), the test power decreases for absolute larger thresholds. Testing directly the null of no cointegration against the alternative of threshold cointegration is a superior alternative. ENDERS AND SIKLOS (2001) propose a non-standard test based on Monte-Carlo-Experiments. They develop two test statistics (t-max- and ϕ -statistic) and simulate critical values.¹⁴ The statistics are then applied to test the null hypothesis of no cointegration against the alternative of threshold cointegration. The hypothesis $\delta^1 < 1$, $\delta^3 < 1$ is tested with the t-max statistic and in addition the hypothesis $\delta^1 = \delta^3 = 1$ is tested by applying the ϕ -statistic. Whenever the test statistics exceed their critical values, the null is rejected.¹⁵

¹³ Different tests to detect stationarity in the equilibrium error, such as Augmented-Dickey-Fuller test (ADF), Philips-Peron test (PP) or Kwiatkowski et al. test (KPSS), are considered in the mentioned studies and lead to same loss of test power.

¹⁴ ENDERS AND SIKLOS (2001) simulated their test statistic for a one threshold model; we reexamined their Monte-Carlo-Experiment for a two threshold model. Details on the simulation can be obtained from the authors upon request.

¹⁵ These conditions are sufficient if processes converge, implying that autoregressive coefficients have to be positive. Then these conditions fulfill the first case in BALKE AND FOMBY (1997) mentioned above. Though there might be other conditions to ensure stationarity, rejecting these

For testing the number of regimes (thresholds) several approaches are available. A graphical approach is proposed by TSAY (1989) using scatterplots of various statistics versus the specified threshold variables. A formal inference is provided by HANSEN (1996, 1999). HANSEN (1999) proposes a sequential likelihood ratio type test setting the model with the higher number of regimes as the alternative hypothesis. Bootstrapped asymptotic distributions are used to result critical values. The sequential procedure tests the linear model against the one threshold autoregressive model alternative (two regimes) in the first step; then, secondly, a one threshold model is tested against the two threshold alternative and so forth. The procedure stops when the null hypothesis is rejected for the first time. GONZALO AND PITARAKIS (2002) suggest also a sequential test, but based on information criteria. Hansen's test is computational burdensome due to the bootstrapped null distributions. Both sequential methods require the estimation of the model with the higher number of regimes, even if the parsimonious model is the favorable specification. This multiplies again the necessary computational time.¹⁶

STRIKHOLM AND TERÄSVIRTA (2006) propose another sequential procedure which has two advantages. Firstly, standard inferential methods can be applied and secondly, the higher order threshold alternative needs not to be estimated. The test uses a smooth transition generalization of the TAR model (STAR model) in Equation 3 in order to sequentially determine the right number of regimes. In Equation 5 a three regime STAR model is shown:

$$\Delta\mu_t = \delta^1\mu_{t-1} + \delta^2\mu_{t-1}G_{t_1}(\mu_{t-1}, \theta_1, \gamma_1) + \delta^3\mu_{t-1}G_{t_2}(\mu_{t-1}, \theta_2, \gamma_2) + \varepsilon_t \quad (5)$$

G_{t_i} is a transition function that uses μ_{t-1} as a transition variable, θ_i are threshold parameters which indicate the point of transition. γ_i are slope coefficients which reflect the speeds of the transition between the regimes (1, 2 and 3). If the slope coefficients γ_i tend to infinity, the STAR model in Equation 5 equals the threshold model in Equation 3.¹⁷ If all γ_i are zero, the STAR model equals a simple linear model (TERÄSVIRTA 2006).

hypotheses identifies stationary processes. Not rejecting might not necessarily imply non-stationarity.

¹⁶ Computational costs of estimating TAR models rise exponentially with increasing number of thresholds.

¹⁷ Transition function $G_{t_i}(\mu_{t-1}, \theta_i, \gamma_i)$ is bound between zero and one. It converges to indicator function as in (3) when γ_i becomes large. For details on the transition function see DIJK ET AL. (2000) or STRIKHOLM AND TERÄSVIRTA (2006).

The sequential test for non-linearity starts in the first step with comparing the linear representation against a two-regime-STAR-model. The transition function G_{t_1} is replaced by a first order Taylor approximation. Both specifications are linear models. The hypothesis is equivalent to testing $\gamma_1 = 0$ (DIJK ET AL., 2000; STRIKHOLM AND TERÄSVIRTA 2006). For the decision which model is preferred, a simple F-test approximation is used. If the null hypothesis is rejected, one threshold needs to be estimated. According to Chan (1993) the sequential estimation of thresholds results super-consistent estimators; thus for the second step of testing a two- against a three-regime model, the second threshold is again modeled by a Taylor approximation.¹⁸ This procedure is continued until the null hypothesis is rejected for the first time.

3.4. Milk Processing and Retailing

German dairies process about 20 percent of the milk produced in the EU-27 (AMI 2010). In 2006 57 of the 198 German dairy companies are cooperatives and 141 are other non-cooperatives (private enterprises). Cooperatives are on average bigger than non-cooperatives and their total share of processed milk is about 50 percent (AMI 2010; BMELV 2008). The market share of the six biggest dairy companies is almost 50 percent, of which four are cooperatives (FRIEDRICH 2010). Cooperatives mostly focus on cost leadership by utilizing economies of scale producing standard products such as milk powder and butter. In comparison, non-cooperatives use more marketing activities and focus on national brands with higher value added (EVERWAND ET AL. 2007; BUNDESKARTELLAMT 2009). 63 percent of the raw milk produced in Germany is processed to cheese (32 %) and butter (31 %). Another 34 percent of the raw produce goes into the production of milk (13 %), cream (12 %) and curdled milk/milk drinks (9 %) (AMI 2010).¹⁹

Dairy companies directly deal with food retailers. The food retailing sector is even more concentrated than processing. In 2010 the top 6 grocery retailers make more than 75 percent of the sector's turn over. Additionally, food retailers manage most of the dairy product exports (FRIEDRICH 2010; HELLBERG-BAHR ET AL. 2010). The big retailers such as ALDI,

¹⁸ Estimating the thresholds does not depend on the number of thresholds, meaning if we estimate one threshold for a process that has two, then the estimated threshold equals the one or the other (GONZALO AND PITARAKIS 2002). This is an important requisite for the validity of the sequential testing procedure.

¹⁹ 44 percent of milk processed by dairies is sold to the retail sector; the remaining products are delivered to large consumers (canteens, restaurants etc.) or the food processing industry (FRIEDRICH 2010).

LIDL/SCHWARZ, METRO, REWE or EDEKA dominate the negotiations with the processors and can likely exercise market power (BUNDESKARTELLAMT 2009; HELLBERG-BAHR ET AL. 2010). However, this advantageous position might not result in higher margins due to intense competition between retailers and highly price sensitive consumers (HELLBERG-BAHR ET AL. 2010; TWARDAWA 2006; BACHL ET AL. 2010). The retail business in Germany can be differentiated by five formats with respect to store size and store product assortment (NIELSEN 2006; CLEEREN ET AL. 2010; GIJSBRECHTS ET AL. 2008). Supermarkets sell almost exclusively food items and have a store size smaller than 799 m², small (large) consumer markets sell predominantly food items and have a size above 800 m² and below 1499 m² (> 1500 and < 5000 m²). Hypermarkets sell food and other items such as clothing and have a size bigger than 5000 m² (NIELSEN 2006). Discounters offer a small assortment of goods (stock keeping units) with a high degree of private labels²⁰, operate at low costs and low buying-in-prices by realizing huge demand quantities (AGGARWAL 2003; CLEEREN ET AL. 2010; MORSCHETT ET AL. 2006). They use their low cost profile to offer everyday low prices to consumers, using only a small number of price promotions (AGGARWAL 2003; HOCH ET AL. 1994). The other store formats use a larger assortment of goods with a higher share of national brands and more fresh and specialty products (GIJSBRECHTS ET AL. 2008). They offer more services and employ a (high-low) promotional pricing strategy (RONDAN-CATALUÑA ET AL. 2005). The concept of private labels has been adopted also by these formats in order to be competitive at a low price level (BRUHN 2006; SCHMALEN AND SCHACHTER 1999). Recently the concept of premium private labels has been developed to compete with (high quality) national brands (BRUHN 2006). Private labels are owned by the retailer who controls all marketing and pricing activities (COLLINS-DODD 2003).

Dairy retail prices are important elements of the marketing policy. Consumers in Germany are highly price sensitive and main dairy products are key items for the consumers' store choice. Thus, dairy products are often used as loss leaders to lure consumers into the store (BACHL ET AL. 2010; RONDAN-CATALUÑA ET AL. 2005).²¹ Almost 75 percent of the milk and more than 50 percent of the butter consumed in Germany are private labels (FRIEDRICH 2010). The market share of discounters has significantly increased over the last decades (FRIEDRICH

²⁰ Discounters can be distinguished into two types. (a) Hard discounters (Aldi and Lidl) offering almost exclusively private labels and (b) soft discounters (Penny, Netto) which offer a limited set of national brands (AGGARWAL 2003, RONDÁN-CATALUÑA ET AL. 2005).

²¹ BACHL ET AL. (2010) rank six dairy products into the group of the most price sensitive 'halo' products. Consumers are most price sensitive in buying coffee, chocolate and butter. 'Halo'-Products are characterized by a high frequency of purchase and good price knowledge. The 'halo'-effect indicates that the store price image is perceived by single product prices.

2010; TITZE 2008). In 2009 discounters hold 56 percent of milk and 50 percent of butter retail sales in Germany. Hypermarkets make 21 percent of milk and 23 percent of butter retail sales (BMELV different volumes).

3.5. Descriptive Statistics

For this study we use German milk and butter prices at the retail and the wholesale level. Both products are well defined. All butter prices apply to a fat content of more than 82 percent and a package size of 250 g (paper packed). For milk all prices apply to a fat content of 3.5 percent and a package size of 1 liter (cartons). Retail prices cover private labels and national brands. For national brands we can differentiate between cooperative brands and non-cooperative brands. Butter is packed with a standard label or with some extra information (additionally labeled), e.g. showing regional attributes. While butter is the same quality for all brands in the sample, milk is either fresh or ultra-high temperature milk.

The data set includes 919 (1724) individual store retail price series covering 71 (90) brands for milk (butter) in 327 (447) stores belonging to the 5 different store formats. The data are collected weekly starting in the first week of 2005 to the last week in 2008 ($n = 208$) by SYMPHONYIRI GROUP GMBH (SIG, 2011). Table 2 shows the distribution of prices by calculating means, standard deviations (of means), minima (of means), and maxima (of means) for respective sub-groups. Promotional sales are a special feature of retail prices and are used with different weights by store formats. Hypermarkets heavily use this instrument while discounters mainly go without it. This might affect the measurement of price transmission (cost-pass-through) and comparability between store formats. Promotional sales are significant temporary price reductions which are unrelated to cost changes (HOSKEN AND REIFFEN, 2001). According to this definition, price promotions are not part of the cost pass-through or the price transmission between wholesale and retail prices. We therefore exclude all price promotions from the time series. These observations are replaced by the respective last regular price before the price promotion.²² Price promotions might not lead

²² As there is no unique definition of promotional sales, we follow HOSKEN AND REIFFEN (2001) and define sales as significant temporary price reductions that are unrelated to cost changes. More specifically, a product is considered to be on sale if its price is cut by at least five percent for no more than four consecutive weeks. The regular or reference price is defined as the last non-sale price that persisted for more than four consecutive weeks. Sale prices are substituted by the preceding regular price to obtain a regular price series.

to biased estimates of the price transmission process, but they likely decrease the efficiency of estimations by adding unexplained price variation.

Of the 71 (90) different brands for milk (butter) 50 (81) are national brands. For milk (butter) 35 (55) national brands belong to cooperatives, 15 (26) national brands belong to non-cooperatives, 21 (9) brands are private labels. Most retailers offer one private label and more than one national brand. Private labels are generally the low price option. Though we only have a few time series for private labels, the market volume of private labels is significant. 60 percent of the milk and 30 percent of the butter sold carry private labels. More than 50 percent of the milk (butter) is sold in hypermarkets.²³

The average margin for milk (butter) is 28 (50) Eurocents per liter (250 g). In relative terms the margin is 57 (67) percent for milk (butter). The lowest margins are found for private labels, namely 10 percent for butter and 22 percent for milk. On average private labels are 24 (46) Eurocents per liter (250 g) cheaper than national brands. Discounters and hypermarkets set lower prices than consumer and supermarkets. The size of consumer markets seems to have a small negative effect on average prices. Fresh milk is about 14 Eurocents per liter more expensive than UHT milk. Standard label butter is on average 6 Eurocents per 250 g cheaper than butter carrying additional labels. For cooperative versus non-cooperatives we do find mixed results; while national cooperative brands for milk are cheaper than their private counterparts, national cooperative brands for butter are more expensive. Private labels show less variation of average prices compared to national brands. The variation of average prices in the different store formats appears to be very similar.

In Table A1 in the Appendix we further disaggregate mean prices to analyze potential cross effects. While the general conclusions hold, some deviations catch the eye. Private label milk is cheaper than other brands; however, average prices of private labels are almost the same in all distribution channels. Private label butter is also cheaper than other brands, but the price differences between store formats are smaller than for cooperative and non-cooperative national brands. Also the price wedge between private labels and other brands is less pronounced in discounters than in other store formats.

²³ Because the data do not cover sales by hard discounters (e.g. Aldi and Lidl), these numbers do not represent the actual market shares on the German food retail market.

3. Cost Pass Through in Differentiated Product Markets

Table 2: Descriptive statistics for weekly German milk (A) and butter (B) prices over the period from 2005 to 2008

A	Milk (in €/liter)					
			Prices			
	Brands (Price Series)	Market Share	Mean	St.Dev.	Min.	Max
Wholesale Price			0.49	0.05	0.44	0.6
Retail Price Series	(919)		0.77	0.14	0.53	1.06
Brands	71 (919)					
National Brands	50 (633)	41.6%	0.84	0.08	0.53	1.06
Cooperative Dairies	35 (297)	22.3%	0.78	0.08	0.53	0.93
Non-cooperative Dairies	15 (335)	19.3%	0.89	0.07	0.58	1.06
Private Labels	21 (286)	58.4%	0.6	0.03	0.56	1
Type of Milk						
Fresh Milk	35 (320)	23.4%	0.79	0.11	0.53	1.02
UHT Milk	36 (599)	76.6%	0.75	0.14	0.58	1.06
	Stores (Price Series)					
Stores	327 (919)					
Supermarket	72 (168)	6.8%	0.76	0.15	0.59	1.06
Small Consumer Market	60 (175)	9.3%	0.77	0.14	0.59	0.96
Large Consumer Market	71 (233)	25.7%	0.78	0.13	0.56	0.97
Hypermarket	83 (276)	50.6%	0.78	0.122	0.53	0.93
Discounter	39 (67)	7.6%	0.65	0.11	0.56	0.9

B	Butter (in €/250 g)					
			Prices			
	Brands (Price Series)	Market Share	Mean	St.Dev.	Min.	Max
Wholesale Price			0.75	0.13	0.64	1.13
Retail Price Series	(1724)		1.25	0.2	0.8	2.39
Brands	90 (1724)					
National Brands	81 (1581)	68.8%	1.29	0.17	0.8	2.39
Cooperative Dairies	55 (1130)	24.7%	1.32	0.16	0.8	1.72
Non-cooperative Dairies	26 (451)	44.1%	1.23	0.17	0.94	2.39
Private Labels	9 (143)	31.2%	0.83	0.05	0.8	1.06
Type of Butter						
Standard Butter	52 (512)	31.3%	1.21	0.19	0.81	2.39
Additionally Labelled Butter	29 (1069)	68.7%	1.27	0.21	0.8	1.73
	Stores (Price Series)					
Stores	447 (1724)					
Supermarket	76 (205)	3.6%	1.32	0.17	0.82	1.73
Small Consumer Market	66 (253)	5.0%	1.34	0.2	0.82	2.39
Large Consumer Market	77 (458)	19.1%	1.3	0.18	0.81	2.05
Hypermarket	83 (570)	53.6%	1.23	0.2	0.8	1.73
Discounter	145 (238)	18.7%	1.09	0.21	0.81	1.48

Legend: Average prices for observations from 2005 to 2008 are calculated for each individual time series. Mean: Average for the respective group. St.Dev.: Standard deviation of average prices. Min.: Minimum average price in the respective group. Max.: Maximum average price in the respective group.

Source: Own calculations based on SIG (2011) with StataCorp. (2011).

In 2007/08 milk prices started to increase considerably due to developments on the world markets. After reducing intervention prices for butter and skim milk powder in 2004 to 2007, EU markets are more closely connected to the world markets. Most of these drastic price changes on the world markets in 2007/08 are transmitted to domestic markets in the EU. Thus, the price changes in this period are not originated by changes at EU farm level. This development leads us to focus on the wholesale-retail price relationship instead of looking at the farm-gate-retail price relationship.²⁴ Though buying-in prices might differ between retailers and brands, wholesale prices might still reflect the cost changes over time. We work with this assumption and use the same wholesale price for estimating the price transmission for each retailer and each brand.²⁵ We collect prices for milk from the statistical report of the German Federal Ministry of Food, Agriculture and Consumer Protection (BMELV different volumes) which is based on an extensive survey of the German dairy industry. The prices reflect an average price per liter of pasteurized milk with 3.5 percent of fat in single packaging. The sales price of butter for German dairies is quoted by the butter and cheese exchange (SBKB) located in Kempten, Germany. A commission of processors, traders and retailers quote weekly butter prices (SBKB 2010). These quotations reflect average prices for all distribution channels. We have extensively surveyed market experts on the interpretation of the wholesale prices for milk and butter we use. All experts agree that these prices reflect the minimum price for butter and milk a dairy can receive on the market. These reflect the costs of production for these two standard products. Thus, it can be interpreted as a minimum opportunity cost. Consequently, if a dairy builds up a brand it might receive a higher price from retailers and the retailer might demand a higher retail price for that brand. The final margin between the retail price and the opportunity costs (our wholesale price) still reflects the total margin the dairy and the retailer share. Even though we cannot tell how the margin is divided, we can still derive the total margin. And in the end we test whether those margins are different for private labels, national brands, etc. which – we think - is an important information to evaluate the potential to discriminate prices or to the application of market power. The same as for the average margin holds for the dynamic price adjustment. We cannot differentiate whether there is a

²⁴ In particular for butter the use of farm gate milk prices as cost indicators would ignore the effects of joint production on price transmission.

²⁵ We interviewed a dozen market experts (CEOs of major dairy companies in the German market). The experts confirm that the whole prices indicate productions costs for milk and butter respectively. The variations in production costs between dairies are small in percentage terms. Though there may be concessions for individual retail chains or for certain brands, the dynamic behavior of these prices still correctly reflects cost changes for all chains and brands.

lag in the adjustment between the price that the dairy receives and the opportunity costs or between the retail price and the respective wholesale price; but we can still determine whether the whole process indicates a sluggish or a quick adjustment with respect to the cost of production. We can identify potential problems and differences in the price adjustment though we cannot identify whether the food processor (dairies) or the retailer causes the problem, but it has to be either one.

For all price time series we determine the appropriate lag-length by Akaike Information Criteria (AIC) and log likelihood-ratio tests (LR). For more than half of the series the optimal lag length is two. 75 percent of the series indicates up to five lags. To test for stationarity we use procedures by ADF-test and KPSS-test. The null hypothesis of non-stationarity (ADF-test) is only rejected in five percent of all cases. The null hypothesis of stationarity (KPSS-test) is rejected in nearly 95 percent of all price series. We consider the failure of the test in 5 percent of all cases as the expected type one error. The results for the first differences indicate stationarity for all price series. From this we conclude that the prices under study indicate a unit root and are integrated of order one. For the wholesale price series we arrive at the same conclusion.

Bivariate cointegration between wholesale and respective individual retail prices for milk (919 time series) and butter (1724 time series) is tested by the ENGLE AND GRANGER (1987) Two-Step-Procedure and the JOHANSEN-test (JOHANSEN 1988, 1995). In the case of butter both tests indicate (linear) cointegration for one third of all cases. For milk the Two-Step-Procedure (Johansen-test) indicates cointegration for 67 (60) percent of all cases. For a considerable part of the time series of milk and butter retail prices we find significant evidence against linear cointegration. Therefore, we additionally test for threshold cointegration based on the approach by ENDERS AND SIKLOS (2001). Focusing on the three regime threshold model, the test results indicate significant evidence for (non-linear) threshold cointegration between retail and wholesale prices. Based on ϕ -statistic 96 (82) percent of the time series for milk (butter) indicate a significant threshold error correction mechanism between retail and wholesale prices.²⁶

²⁶ The derived test statistics for unknown thresholds with 208 observations and four lags is 4.84; 5.84 and 8.15 at the 90, 95 and 99 percent significance level for the ϕ -statistic and is -1.37, -1.58 and -2.06 at the 90, 95 and 99 percent significance level for the t-max-statistic (one sided test). We have additionally tested threshold cointegration based on the approach by ENDERS AND SIKLOS (2001) with one threshold. The t-max statistic leads to similar results, while the ϕ -statistic leads to slightly less rejections. Based on joint examination with t-max-statistic, the test leads to similar

Though a three regime threshold model is used to testing non-linear cointegration, we additionally check this assumption by testing the number of thresholds using the procedure developed by STRIKHOLM AND TERÄSVIRTA (2006). The test results are presented in Table A2. For 90 (94) percent of all retail price series for milk (butter) we receive at least one threshold. And the majority of these processes indicate two thresholds. Thus, the relationships indicate either none or two thresholds. As the two threshold model is the most flexible form, we choose this specification at the cost of losing estimation efficiency in some cases to directly compare and test the estimates for the cost pass through process.

3.6. Estimation Results

The analysis of the cost pass through is based on a three regime threshold error correction model (see Equation 4). The model allows for different decay rates of deviations from the long-run price equilibrium (margins) between wholesale and retail prices. For brands with market power and menu costs we expect positive price asymmetries and a close to zero reduction for inner regimes. Margins above the long-run price equilibrium are reduced more sluggishly than margins below the long-run equilibrium; margin deviations within the range of the two thresholds are reduced more slowly or not at all. The wholesale prices are set to be exogenous (p_2). Granger-Causality-tests support this assumption. In more than 90 percent of all cases the wholesale price is found to (Granger) cause the retail prices. The reverse can be rejected for at least half of the cases.²⁷

The estimation of the threshold error correction model starts with estimating the long-run price equilibrium similar to the first step of the Engle-Granger-Two-Step procedure. For the obtained error terms (deviations from the long-run equilibrium) the thresholds θ_1 and θ_2 are determined by a grid search procedure developed by CHAN (1993). The grid search operates over a limited range of the estimated error terms (85 percent of the observations), guarantying a minimum amount of observations of 5 percent in each regime. For 99 percent of the estimated pairs of thresholds the steady state equilibrium (zero) lies between θ_1 and θ_2 ; thus, in these cases θ_1 is negative and θ_2 is positive. On average the

results. 87 (70) percent of the price series indicate a threshold cointegration relationship with respect to the wholesale price.

²⁷ The threshold error correction model is estimated using a symmetric lag structure with four lags. For this specification we can ensure no autocorrelation in more than 90 percent of all estimated error terms based on an alternative Durbin using the Huber/White robust estimator for the variance-covariance matrix. R-squares for the individual threshold error correction models lie on average at 20 percent for milk and at 40 percent for butter. More details are provided by the authors upon request.

inner regime contains 150 of the 208 observation (75 percent). The estimated thresholds are not affected by the minimum amount of observations in each regime. The inner regime is on average bounded by the lower (upper) threshold at -0.03 (0.05) in the case of milk and -0.10 (0.12) in the case of butter. Thus, in the case of milk (butter) the inner regime ranges from -3 (-10) to 5 (12) Eurocents per liter (250g). The inner regimes include zero and are mostly significantly asymmetric; a higher tolerance towards inclusion of positive deviations is indicated.

The adjustment coefficient estimates (δ^0) for the inner regime ($\theta_1 \leq \mu_{t-1} \leq \theta_2$) are mostly small. In the case of milk (butter) the average parameter is -0.04 (-0.01). 92 percent (80 percent) of the parameter estimates (δ^0) are statistically not significant for the milk (butter) price series. The adjustment coefficients (δ^- ; δ^+) for the outer regime are in most cases absolutely bigger than the respective coefficients for the inner regime. And the coefficients for the lower regimes ($\mu_{t-1} < \theta_1$) are bigger in absolute terms than the estimated coefficients for the upper regime ($\mu_{t-1} > \theta_2$). In the case of milk (butter) the average rate of decay for a negative equilibrium error (δ^-) is -0.32 (-0.36) compared to -0.12 (-0.17) for δ^+ in case of positive disequilibria. The estimates of adjustments in the lower regime are statistically significant in 93 percent of all cases for both products. In the upper regime statistical significance is lower; the null hypothesis is rejected in 62 (77) percent of all cases for milk (butter). The adjustment parameters in the lower regime compared to the ones for the upper regime are (statistically) significantly higher in absolute terms for 76 (61) percent of all price series for milk (butter). Considering the fact that we find quite a number of processes that indicate symmetric price adjustment (one regime, see Table A2), the remaining processes clearly indicate positive asymmetries. Ignoring statistical significance, 90 percent of all estimated processes show a higher speed of adjustment in the lower regime (positive asymmetry). Though we have weekly data, we find considerable contemporaneous price adjustments. For milk the average estimated coefficient is 0.1, for butter it is 0.15.

To fully analyze the determinants of the price adjustment processes, we run a dependent variable regression for various coefficients of the adjustment process, namely the estimated average margin (ϕ), the two thresholds (θ_1, θ_2), the adjustment coefficients of deviations from the long-run equilibrium for the three regimes ($\delta^-, \delta^0, \delta^+$) and the coefficient for the contemporaneous adjustment (φ). As exogenous variables we use dummies for cooperative brands, non-cooperative brands, private labels, additionally labeled butter, fresh milk and dummies for the individual store formats. We run the

estimations for milk and butter separately. We use Ordinary Least Squares (OLS) with robust standard errors and Weighted Least Squares (WLS) procedures. OLS is supposed to result unbiased but potentially inefficient estimates. WLS returns possibly biased but efficient estimates (LEWIS AND LINZER 2005).²⁸ The estimations indicate some small differences but the interpretation and conclusions drawn from it are consistent. The results presented in Table 3 are based on the WLS procedure.

²⁸ Following LEWIS AND LINZER (2005) presenting OLS with robust standard errors and WLS is „good practice“ in estimated dependent variable regressions. In particular when results of both procedures are very close and all parameter estimates are significantly different from zero, alternative methods such as the feasible general least square estimator do not promise any further improvements.

3. Cost Pass Through in Differentiated Product Markets

Table 3: Dependent variable estimation for average margins, thresholds, adjustment coefficients and contemporaneous adjustment (n = milk and butter)

Milk	ϕ	θ^-	θ^+	δ^-	δ_0	δ^+	φ
UHT Milk of a Cooperative Dairy at a Discount Store	0.284 *** (0.00)	-0.028 *** (0.00)	0.066 *** (0.00)	-0.144 *** (0.00)	-0.016 * (0.08)	-0.047 *** (0.00)	0.081 *** (0.00)
Brands compared to Reference Group							
Non-cooperative Dairy	0.104 *** (0.00)	-0.016 *** (0.00)	-0.004 (0.19)	-0.018 *** (0.00)	-0.017 *** (0.00)	-0.026 *** (0.00)	-0.023 *** (0.00)
Private Label	-0.191 *** (0.00)	0.002 ** (0.03)	-0.019 *** (0.00)	-0.328 *** (0.00)	-0.041 *** (0.00)	-0.158 *** (0.00)	0.050 *** (0.00)
Fresh Milk compared to Reference Group							
Fresh Milk	-0.006 (0.50)	0.004 *** (0.00)	0.001 (0.51)	0.002 (0.52)	0.001 (0.75)	-0.003 (0.29)	-0.029 *** (0.00)
Types of Grocery Store compared to Reference Group							
Supermarket	0.040 *** (0.01)	0.000 (0.99)	-0.008 ** (0.01)	0.001 (0.92)	0.023 ** (0.02)	0.016 *** (0.01)	-0.011 (0.31)
Small Consumer Market	0.036 ** (0.03)	0.000 (0.99)	0.002 (0.47)	-0.005 (0.52)	0.19 ** (0.05)	0.019 *** (0.00)	-0.002 (0.87)
Large Consumer Market	0.019 (0.23)	0.000 (0.77)	0.000 (0.91)	-0.029 *** (0.00)	0.010 (0.28)	0.018 *** (0.00)	0.022 ** (0.38)
Hypermarket	0.005 *** (0.75)	-0.001 (0.27)	-0.002 (0.48)	0.020 (0.80)	-0.005 (0.61)	0.017 *** (0.00)	0.021 ** (0.04)
R-squared ^a	0.81	0.12	0.07	0.55	0.02	0.49	0.08

Butter	ϕ	θ^-	θ^+	δ^-	δ_0	δ^+	φ
Standard Butter of a Cooperative Dairy at a Discount Store	0.413 *** (0.00)	-0.094 *** (0.00)	0.091 *** (0.00)	-0.266 *** (0.00)	-0.008 ** (0.06)	-0.125 *** (0.00)	0.101 *** (0.00)
Brands compared to reference group							
Non-cooperative Dairy	-0.061 *** (0.00)	0.017 *** (0.00)	0.011 *** (0.00)	-0.032 *** (0.00)	0.003 (0.18)	0.023 *** (0.00)	0.000 (0.97)
Private Label	-0.360 *** (0.00)	0.076 *** (0.00)	-0.064 *** (0.00)	-0.144 *** (0.00)	0.014 (0.18)	-0.108 *** (0.00)	0.786 *** (0.00)
Additionally Labelled Butter compared to Reference Group							
Additionally Labelled Butter	0.101 *** (0.00)	0.018 *** (0.00)	0.038 *** (0.00)	0.035 *** (0.00)	0.003 (0.29)	-0.016 *** (0.00)	-0.133 *** (0.00)
Types of Grocery Store compared to Reference Group							
Supermarket	0.092 *** (0.00)	-0.038 *** (0.00)	0.010 *** (0.00)	-0.009 (0.12)	-0.010 ** (0.03)	0.024 *** (0.00)	0.080 *** (0.00)
Small Consumer Market	0.115 *** (0.00)	-0.007 *** (0.00)	0.030 *** (0.00)	0.010 (0.09)	-0.007 * (0.09)	0.017 *** (0.00)	0.080 *** (0.00)
Large Consumer Market	0.089 *** (0.00)	-0.041 *** (0.00)	0.021 *** (0.00)	-0.002 (0.58)	-0.009 ** (0.03)	0.038 *** (0.00)	0.077 *** (0.00)
Hypermarket	0.038 *** (0.00)	-0.043 *** (0.00)	0.011 *** (0.00)	-0.040 *** (0.00)	-0.014 *** (0.00)	0.026 *** (0.00)	0.066 *** (0.00)
R-squared ^a	0.60	0.16	0.15	0.17	0.01	0.04	0.47

Legend: */** denote 5 percent/1 percent significance. ϕ : average margin, θ^- : lower threshold, θ^+ : upper threshold, δ^- : lower regime, δ_0 : middle regime, δ^+ : upper regime, φ : contemporaneous adjustment.

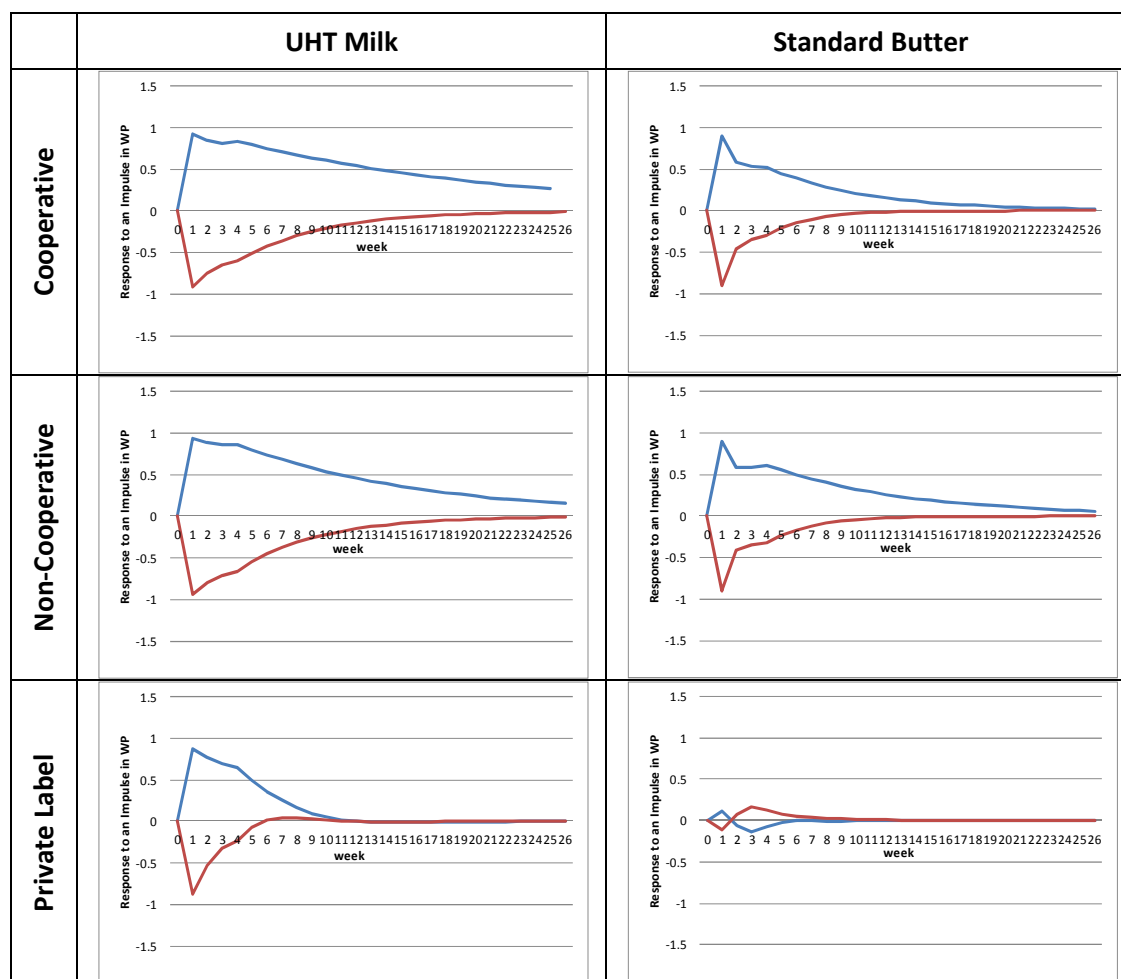
^a) The R-squared is based on OLS estimation.

Source: Own calculation based on SIG (2011) with StataCorp. (2011).

The reference groups are ultra-high temperature milk and standard butter of cooperative brands sold in all discounters available. For milk we find an average margin of 28.4 Eurocents per liter, the lower threshold is -0.028, the upper threshold is 0.066 in the reference group. Thus deviations in the range of -10 to +23 percent of the average margin fall into the inner regime in which deviations are reduced at a rate of only 1.6 percent on average. Low margins (below average) are expanded at a rate of 14.4 percent per period; high margins (above average) are reduced at a rate of 4.7 percent back to equilibrium. The contemporaneous adjustment is rather low at 0.08. For butter we find an average margin of 41.3 Eurocents per 250 g, the lower threshold is -0.094, the upper threshold is 0.091 in the reference group. Thus deviations in the range of -20 to +20 percent of the average margin fall into the inner regime in which deviations are reduced at a rate less than 1 percent on average. Lower margins are expanded at a rate of 26.6 percent per period and higher margins are reduced at a rate of 12.5 percent. The contemporaneous adjustment is rather low at 0.10.²⁹

To illustrate the differences in dynamic pricing process, Figure 1 shows the adjustment path following a change in the wholesale price by one unit for various groups. As the reaction in the inner regime is close to zero for all groups, we only present the adjustment of significant positive and negative shocks (errors terms that fall in the lower or upper regime). If no contemporaneous adjustment would occur, then the Figures would start at zero (in the pre-shock period) and move up to 1 (in shock period) indicating a disequilibrium of one unit. If a contemporaneous adjustment occurs, the shock is immediately at least partially offset. For instance, a coefficient of 0.2 would correct the shock by 20 percent in the same week. Thus, we would find a move from zero to 0.8 for retail prices from period 0 to 1. Besides the reference groups we look at non-cooperative brands and private labels for the same quality at the same distribution channels (standard butter, UHT milk sold in discounters).

²⁹ Dependent variable estimation R-squares' are listed in Table 3. In particular for the margins and the adjustments in the lower regime we obtain a very good fit.

Figure 1: Response functions of retail prices to a wholesale price change by one unit


Legend: Week zero is period prior to the wholesale price change.

Source: Own calculations based on estimations results in Table 3 with StataCorp. (2011).

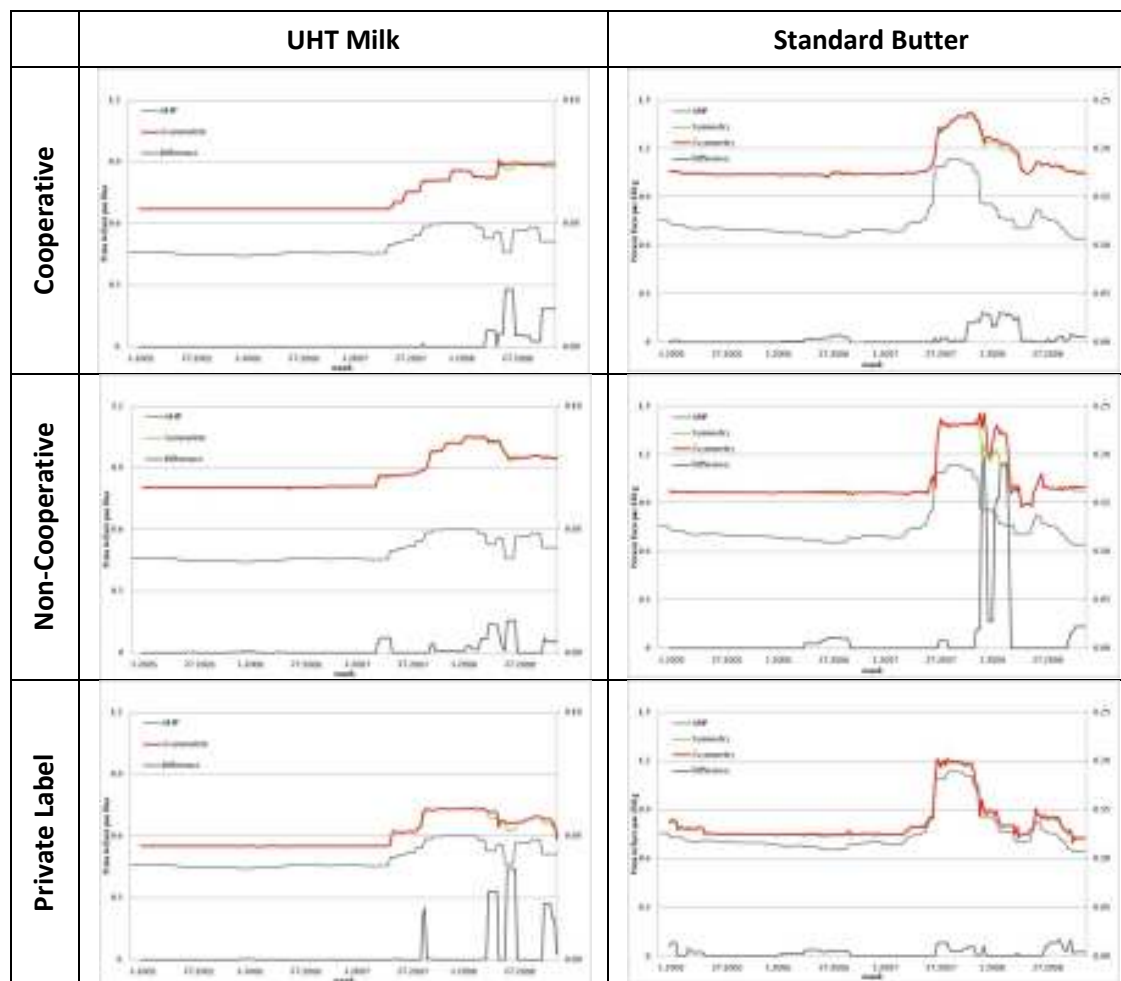
In all cases except for private labels of butter, the contemporaneous adjustment is found to be comparably low. Private label butter retail prices are adjusted almost instantaneously to correct a wholesale price shock and return to the long-run equilibrium margin. Private label milk shows small contemporaneous price adjustments, but lagged responses appear to be quick, however, asymmetric. For milk and butter private labels are offered at very low average margins. Price adjustment processes in the case of milk are slower and indicate more severe asymmetries compared with butter. All asymmetries are of positive nature.

Additionally labeled butter is marketed at a higher average margin and the inner regime of the process is even more biased towards positive values (see Table 3). Dynamic adjustments do not significantly change compared with the reference group, but the contemporaneous adjustment for additionally labeled butter slows down considerably. All other retail store types charge a higher margin than discounters. Hypermarkets are closest

to discounters. This holds for milk and butter. In most cases for butter the range for the inner (non-responsive) regime increases for retailers other than discounters. For milk no significant changes in the inner regime can be observed for the different retail outlet formats. There is almost no difference between fresh milk and ultra-high temperature milk.

Finally we simulate the impact of asymmetric price adjustment using real prices by taking a symmetric adjustment as a reference. Following CRAMON-TAUBADEL (1998) we use the minimum of the adjustment coefficients from the lower and upper regime in the reference scenario. In addition we use a symmetric inner regime around zero that is bounded by the minimum of the absolute value of the two estimated thresholds. This procedure assumes that a more competitive price adjustment would indicate the same rate of decay for deviations from the long-run relationship irrespective of the sign. As menu costs might also appear under perfect competition, we keep the inner regime; by forcing symmetry, however, we correct in particular for the tendency that above average margins are if only very slowly reduced.³⁰ The simulation of the symmetric process is compared to the forecast of the two threshold model.

³⁰ Thereby we account for the impact of an asymmetric inner regime which also can indicate a form of positive asymmetric price adjustment when in particular positive deviations are adjusted more slowly compared to their symmetric counterparts in the lower regime.

Figure2: Simulation of retail prices under symmetric and asymmetric price adjustment

Legend: Simulations are based on the individual estimates from threshold error correction representations. After simulating the dynamic processes for each individual time series processes are aggregated for the respective groups shown in the Figure.

Source: Own calculations with StataCorp. (2011)

Results for the simulated processes and their differences over the period of observation are presented in Figure 2 for the same groups as in Figure 1. For all groups asymmetric price adjustment has an impact only after the price crisis starting in 2007. Before 2007 price changes and deviations of margins are rather small and lie within the inner regime which uses the same coefficient of price adjustment in both simulations. As we identified mainly positive asymmetries, the effects only occur in times of strong price reductions, for instance in spring 2008. In that period the effects are significant only for non-cooperative brands in the case of butter. The differences between symmetric and asymmetric price adjustments account for up to 22 Eurocents per 250 g. The average margin for that group is about 40 Eurocents. Thus, asymmetry can cause a significant increase in profits at least for some periods. For cooperative brands the effects are smaller with 3 Eurocents per 250 g at

maximum. For milk we find an effect of about 3 Eurocents per liter at a maximum for private labels and cooperative brands, for non-cooperative brands the impact is negligible. There appears to be no positive correlation between the average margin and the impact of asymmetry for the aggregated estimates. If market power is the driving force for asymmetry, then we might expect that it leads to higher margins. However, looking at national brands we find that cooperative brands have the highest margins in butter and non-cooperative brands indicate the highest margins in milk. But these groups show very little impact of asymmetric price adjustment in the price simulation. It appears that groups that operate at low average margins try to use asymmetric behavior to expand it. Exceptions from this rule are private labels for butter which indicate the lowest margins and almost no asymmetries. Butter, however, might be a key product in luring consumers into the store. Private labels might be used as loss leaders or might reinforce a halo-like-effect through manipulation of consumers' perception of the store's overall price level.

3.7. Conclusions

In this paper the cost pass-through between the wholesale and retail market for milk and butter in Germany is analyzed at the individual product (brand) and store level. The non-linear nature of many of these price relationships is best captured by a bivariate three regime thresholds error correction mechanism. We estimate 2633 individual vertical price relationships for milk and butter in Germany including different brands (cooperative national brands, non-cooperative national brands and private labels) and different retail outlets (supermarkets, small and large consumer markets, hypermarkets and discounters).

Private labels are marketed at lower margins and deviations from the long-run cost-price equilibrium (margin) are reduced much faster than for national brands. In particular butter shows an immediate almost one to one response to shocks at the wholesale level. Discounters sell at lower prices compared to other retail formats; however, this holds for national brands rather than private labels. Private labels are priced almost the same in different store types. Though the dynamic cost-price adjustment shows significant asymmetries, the economic impact is offset by strong symmetric contemporaneous reactions and large inner regimes of almost zero response. Interestingly, we find significant asymmetries that might be used to expand margins, but strong brands with high margins show less economically significant asymmetric cost-price adjustments. The results imply that firms with strong market power (e.g. close to monopoly) do not use asymmetric price

responses to expand their margin. This result makes sense because in theory it has not been proven yet that monopolists would benefit from asymmetric price response. Firms with less market power might face oligopolistic competition which leads to smaller margins and asymmetric price responses. This observation might support the theory of the kinked demand model. Thus, the starting hypothesis that stronger brands or companies with more market power use asymmetric cost-price adjustments more excessively to generate higher margins has to be reconsidered. Strong brands enforce significant markups (margins) without excessively using asymmetric cost-price adjustments; their cost-price response is sluggish but mostly symmetric.

Asymmetries in three regime threshold models can occur due to different responses in the upper and lower regimes and due to the location of the inner band. In our study we find that the range is most often biased towards positive deviations. This would support the impact of positive asymmetric responses in the outer regimes. However, simulations show that both effects are statistically significant but most often not economically. And the effects of asymmetric cost price responses on the margins are not related to the overall levels of the margin. While the location of the inner regime can reinforce the asymmetric cost-price response, the range of the inner regime always reduces the effect of asymmetries in the outer regimes. A comprehensive interpretation of two threshold error correction models needs to consider the location of the range of the inner regime and needs to look at the level and differences of adjustment parameters between the outer regimes.

Finally, we find significant differences in the marketing margins which can be explained by descriptive factors such as brands, retail outlets, product qualities etc.; The distribution of margins between retailers and dairies cannot be investigated statistically because firms do not publish their negotiated contract prices. However, according to market experts for strong brands margins are split at least by half between in favor of the dairies. The increase in retailer or processors profits might be disadvantageous for farmers or consumers. Because Granger-causality test results indicate wholesale prices to be exogenous, higher margins likely lead to higher retail prices.³¹ Thus, consumers pay the price not farmers.

³¹ This result is supported by the fact that German wholesale prices for Butter and skim milk powder show a strong relationship to the respective world market prices (see LOY AND STEINHAGEN, 2009).

3.8. References

- ABDULAI, A. (2002): Using threshold cointegration to estimate asymmetric price transmission in the Swiss pork market. In: *Applied Economics* 34(6), P. 679–687.
- AGGARWAL, R. (2003): European Discount Retailing Uncovered. In: *European Retail Digest* 38 (Summer), P. 1–5.
- AMI: AGRARMARKT INFORMATIONS-GESSELLSCHAFT (Ed.) (2010): AMI-Marktbilanz Milch 2010. Agrarmarkt Informations-Gesellschaft mbH. Bonn.
- ANDREWS, D. W. K. AND PLOBERGER, W. (1994): Optimal Tests when a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative. In: *Econometrica* 62(6), P. 1383–1414.
- AWOKUSE, T., AND WANG, X. (2009): Threshold Effects and Asymmetric Price Adjustments in U.S. Dairy Markets. In: *Canadian Journal of Agricultural Economics* 57(2), P. 269–286.
- BACHL, T.; ADLWARTH, W; CLAASEN, A. AND DREISBACH, D. (2010): Preisoptimierung im Deutschen Lebensmittelhandel. Von einer wettbewerbs- zur kundenorientierten Preisfindung. Published by SAP Deutschland AG & Co. KG und GfK Panel Services Deutschland.
- BALKE, N. S. AND FOMBY, T. B. (1997): Threshold Cointegration. In: *International Economic Review* 38(3), P. 627–645.
- BAUMGARTNER, J.; CRESPO-CUALESMA, J. AND FERNANDEZ-AMADOR, O. (2009): Milking the Prices: The Role of Asymmetries in the Price Transmission Mechanism for Milk Products in Austria. WIFO Working Papers, No. 378/2010. Wien.
- BRUHN, M. (2006): Handelsmarken - Erscheinungsformen, Potentiale und strategische Stoßrichtungen. In: Zentes (Ed.): Handbuch Handel: Strategien- Perspektiven- Internationaler Wettbewerb. 1st Edition. Wiesbaden: Gabler Verlag. Wiesbaden.
- BUNDESKARTELLAMT (Ed.) (2009): Sektoruntersuchung Milch – Zwischenbericht. Bonn.
- BMELV: BUNDESMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND VERBRAUCHERSCHUTZ (Ed.) (different volumes): Statistisches Jahrbuch für Landwirtschaft. Bonn.
- BMELV: BUNDESMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND VERBRAUCHERSCHUTZ (Ed.) (2008): Die Unternehmensstruktur der Molkereiwirtschaft in Deutschland. Bonn.
- CAPPS, O. JR. AND SHERWELL, P. (2007): Alternative Approaches in Detecting Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission of Fluid Milk. In: *Agribusiness: An International Journal* 23(3), P. 313–331.
- CHAN, K. S. (1993): Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model. In: *The Annals of Statistics* 21 (1), P. 520–533.

- CHAN, K. S.; PETRUCELLI, J.; TONG, H. AND WOOLFORD, S. (1985): A Multiple -Threshold AR (1) Model. In: *Journal of Applied Probability* 22(2), P. 267–279.
- CHAVAS, J.-P. AND MEHTA, A. (2004): Price Dynamics in a vertical Sector: The Case of Butter. In: *American Journal of Agricultural Economics* 86(4), P. 1078–1093.
- CLEEREN, K.; VERBOVEN, F.; DEKIMPE, M. AND GIELENS, K. (2010): Intra- and interformat Competition Among Discounters and Supermarkets. In: *Marketing science* 29(3), P. 456–473.
- COLLINS-DODD, C. AND LINDLEY, T. (2003): Store brands and retail differentiation. In: *Journal of Retailing and Consumer Services* 10(6), P. 345-352
- CRAMON-TAUBADEL, S. VON (1998): Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation: An application to the German pork market. In: *European Review of Agricultural Economics* 25(1), P. 1–18.
- CRAMON-TAUBADEL, S. VON AND LOY, J.-P. (1996): Price Asymmetry in the international Wheat Market: Comment. In: *Canadian Journal of Agricultural Economics* 44(3), P. 311-317.
- CRAMON-TAUBADEL, S. VON AND LOY, J.-P. (1999): Identifikation asymmetrischer Preisanpassungsprozesse für integrierte Zeitreihen. In: *Journal of Economics and Statistics* 218 (1+2), P. 85–106.
- CRAMON-TAUBADEL, S. VON; LOY, J.-P. AND MEYER, J. (2006): The impact of cross-sectional data aggregation on the measurement of vertical price transmission: An experiment with German food prices. In: *Agribusiness* 22 (4), P. 505–522.
- DIJK, D. VAN; TERÄSVITRA, T. AND FRANSES, P. (2000): Smooth Transition Autoregressive Models - A Survey of Recent Developments. In: *Econometric Institute Research Report, EI2000-23/A 23*.
- ENDERS, W. AND GRANGER, C. W. J. (1998): Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment With an Example Using the Term Structure of Interest Rates. In: *Journal of Business & Economic Statistics* 16(3), P. 304–311.
- ENDERS, W. AND SIKLOS, P. L. (2001): Cointegration and Threshold Adjustment. In: *Journal of Business & Economic Statistics* 19(2), P. 166–176.
- ENGLE, R. F. AND GRANGER, C. W. J. (1987): Cointegration and Error Correction Fehlerkorrektur. In: *Econometrica* 55(2), P. 251–276.
- EUROPEAN COMMISSION (Ed.) (2009): Analysis of price transmission along the food supply chain in the EU. Brussels. Available at: http://ec.europa.eu/economy_inance/articles/structural_reforms/article16028_en.htm, checked on 20/12/2011.

- EVERWAND, W.; INGENBLEEK, P. AND BACKUS, G. (2007): From Commodity to Customer Value - The Transition from a Production-Oriented to a Market-Oriented European Dairy Industry. Published by Agricultural Economics Research Institute (LEI). The Hague.
- FREY, G. AND MANERA, M. (2007): Models of Asymetric Price Transmission. In: *Journal of Food Economic Surveys* 21(2), P. 349–415.
- FRIEDRICH, C. (2010): Milchverarbeitung und -vermarktung in Deutschland - eine deskriptive Analyse der Wertschöpfungskette. In: *Arbeitsberichte aus der vTI-Agrarökonomie*. Johann Heinrich von Thünen- Institut. Braunschweig.
- GARDNER, B. (1975): The Farm-Retail Price Spread in an Competitive Food Industry. In: *American Journal of Agricultural Economics* 57(3), P. 339-409
- GIJSBRECHTS, E.; CAMPO, K. AND NISOL, P. (2008): Beyond promotion-based store switching: Antecedents and patterns of systematic multiple-store shopping. In: *International journal of research in marketing* 25(1), P. 5–21.
- GONZALO, J. AND PITARAKIS, J.-Y. (2002): Estimation and model selection based inference in single and multiple threshold models. In: *Journal of Econometrics* 110(2), P. 319–352.
- GOODWIN, B. K. AND PIGGOTT, N. (2001): Spatial Market Integration in the Presence of Threshold Effects. In: *American Journal of Agricultural Economics* 83(2), P. 302–317
- GRANGER, C. W. J. AND LEE, T. H. (1989): Investigation of production, sales and inventory relationships using multicointegration and non-symmetric error correction models. In: *Journal of Applied Econometrics* 4(S1), P. 145–159.
- HANSEN, B. E. (1996): Interference When a Nuisance Parameter is Not Identified Under the Null Hypothesis. In: *Econometrics Journal* 64(2), P. 413–430.
- HANSEN, B. E. (1999): Testing for Linearty. In: *Journal of Economic Surveys* 13(5), P. 551–576.
- HANSEN, B. E. AND SEO, B. (2002): Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models. In: *Journal of Econometrics* 110(2), P. 293–318.
- HELLBERG-BAHR, A.; PFEUFFER, M.; STEFFEN, N.; SPILLER, A. AND BRÜMMER, B. (2010): Preisbildungssysteme in der Milchwirtschaft- Ein Überblick über die Supply Chain Milch. Department für Agrarökonomie und Rurale Entwicklung. Universität Göttingen.
- HOCH, S. J.; DREZE, X. AND PURK, M.E. (1994): EDLP, Hi-Lo, and Margin Arithmetic. In: *Journal of Marketing* 58(4), P. 16–29.
- HOSKEN, D. AND REIFFEN, D. (2001): Multiproduct retailers and the sale phenomenon. In: *Agribusiness* 17(1), P.115-137

- HOUCK, J. (1977): An Approach to Specifying and Estimating Nonreversible Functions. *American Journal of Agricultural Economics* 59(3), P. 570-572
- JENSEN, J. AND SKADKÆR MØLLER, A. (2007): Vertical Price Transmission in the Danish food marketing chain. Institute of Food and Resource Economics. Working Paper. Copenhagen.
- JOHANSEN, S. (1988): Statistical Analysis of Cointegration Vectors. In: *Journal of Economic Dynamics and Control* 12(2/3), P. 231–254.
- JOHANSEN, S. (1995): Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. Oxford University Press, Oxford.
- KINNUCAN, H. W. AND FORKER, O. D. (1987): Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission for Major Dairy Products. In: *American Journal of Agricultural Economics* 69(2), P. 285–292.
- LASS, D., ADANU M., AND ALLEN P. (2001): Impacts of the Northeast Dairy Compact on New England Retail Prices. In: *Agricultural and Resource Economics Review* 30(1), P. 83–92.
- LASS, D. (2005): Asymmetric Response of Retail Milk Prices in the Northeast Revisited. In: *Agribusiness: An International Journal* 21(4), P. 493-508
- LEWIS, J. AND LINZER, D. (2005): Estimating Regression Models in Which the Dependent Variable Is Based on Estimates. In: *Political Analysis* 13(4), P. 345+364
- LO, M. C. AND ZIVOT, E. (2001): Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment to the Law of one Price. In: *Macroeconomic Dynamics* 5(4), P. 533–576.
- Loy, J.-P. and Steinhagen, C. (2009): Preissenkung und Kompensation auf dem europäischen Milchmarkt. *German Journal of Agricultural Economics* 58(5/6), P. 259-268.
- MEYER, J. AND CRAMON-TAUBADEL, S. VON (2004): Asymmetric Price Transmission. In: *Journal of Agricultural Economics* 55(3), P. 581–611.
- MORSCHETT, D.; SWOBODA, B. AND SCHRAMM-KLEIN, H. (2006): Competitive strategies in retailing - an investigation of the applicability of Porter's framework for food retailers. In: *Journal of Retailing and Consumer Services* 13(4), P. 275–287.
- A.C. NIELSEN (Ed.) (2006): Universen 2006. Handel und Verbraucher in Deutschland. A.C. Nielsen GmbH. Frankfurt.
- PELTZMAN, S. (2000): Prices Rise Faster than They Fall. In: *The Journal of Political Economy* 108(3), P. 466–502.

- PIPPENGER, M. K. AND GOERING, G. E. (1993): Practitioners Corner. A Note on the Empirical Power of Unit Root Tests under Threshold Processes. In: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 55(4), P. 473–481.
- PIPPENGER, M. K. AND GOERING, G. E. (2000): Additional results on the power of unit root and cointegration tests under threshold processes. In: *Applied Econimics Letters* 7(10), P. 641–644.
- RONDÁN-CATALUÑA, F. J.; FRANCO, M. J. S. AND RAMOS, A. (2005): Are hypermarket prices different from discount store prices? In: *Journal of Product & Brand Management* 14(5), P. 330–337.
- SBKB: SÜDDEUTSCHE BUTTER- UND KÄSE-BÖRSE (2011): Weekly wohlesale prices. Süddeutsche Butter- und Käse-Börse e.V. Kempten (Allgäu). Available at: <http://www.butterkaeseboerse.de>.
- SCHMALEN, H. AND SCHACHTER, D. (1999): Discount- vs. Fachhandel im Zeichen des hybriden Konsumenten. In: E. Dichtl und M. Lingenfelder (Ed.): *Meilensteine im deutschen Handel. Erfolgsstrategien - gestern, heute und morgen*. Deutscher Fachverlag. Frankfurt a.M.
- SERRA, T. AND GOODWIN, B. (2003): Price transmission and asymmetric adjustment in the Spanish dairy sector. In: *Applied Economics* 35(18), P. 1889–1899.
- SIG: SYMPHONYIRI GROUP (2011): Retail Scanner Data. SymphonyIRI Group GmbH. Düsseldorf.
- StataCorporation (2011): Stata Statistical Software: Release 12. College Station, TX: StataCorp LP.
- STEWART, H. AND BLAYNEY, D. P. (2011): Retail Dairy Prices Fluctuate with the Farm Value of Milk. In: *Agricultural and Resource Economics Review* 40(2), P.201-217.
- STIGLER, M. (2010): *Threshold* cointegration: Overview and implementation in R (Reversion 3, April 2010). Available at: <http://cran.r-project.org/web/packages/tsDyn/vignettes/ThCointOverview.pdf>, checked on 14/12/2010.
- STRIKHOLM, B. AND TERÄSVIRTA, T. (2006): A sequential procedure for determining the number of regimes in a threshold autoregressive model. In: *Econometrics Journal* 9(3), P. 472–491.
- TERÄSVIRTA, T. (2006): Univariate nonlinear time series models. In: Mills, T.C. and Patterson, K. (Eds.): *Palgrave Handbook of Econometrics – Econometric Theory*. 1st Edition. Palgrave Macmillan, New York.

- TITZE, I. (2008): Sortimenten und Warengruppen im deutschen Lebensmitteleinzelhandel - eine Bewertung aus Verbrauchersicht. Published by KPMG Deutsche Treuhand-Gesellschaft. Köln.
- TJØSTHEIM, D. (1990): Non-linear Time Series and Markov Chains. In: *Advances in Applied Probability* 22 (3), P. 587–611.
- TSAY, R. S. (1989): Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes. In: *Journal of American Statistical Association* 84(405), P. 231–240.
- TWARDAWA, W. (2006): Die Rolle der Discounter im deutschen LEH. Marken und Handelsmarken im Wettbewerb der Vertriebskanäle für Konsumgüter. In: Zentes (Ed.): *Handbuch Handel: Strategien- Perspektiven- Internationaler Wettbewerb*. 1st Edition. Gabler Verlag. Wiesbaden.
- WOLFFRAM, R. (1971): Positivistic Measures of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches–Critical Notes. In: *American Journal of Agricultural Economics* 53(2), P. 356-359.

Financial support by the KMSH (Kompetenzzentrum Milch - Schleswig-Holstein) under Sub-Project 7.3 and by the DFG (German Research Foundation) under project DFG LO 655/6-2 is gratefully acknowledged.

3.9. Appendix

Table A1: Average retail milk and butter prices for the period from 2005 to 2008

UHT Milk (in €/liter)

	SM	SC	LC	HM	D
Cooperative Dairies	0.81	0.80	0.80	0.74	0.64
Non-cooperative Dairies	0.93	0.87	0.88	0.90	n.a.
Private Labels	0.60	0.59	0.59	0.59	0.58

Fresh Milk (in €/liter)

	SM	SC	LC	HM	D
Cooperative Dairies	0.79	0.83	0.79	0.78	0.73
Non-cooperative Dairies	0.94	0.94	0.88	0.86	0.87
Private Labels	0.61	0.60	0.60	0.60	0.60

Standard Butter (in €/250 g)

	SM	SC	LC	HM	D
Cooperative Dairies	1.27	1.27	1.24	1.22	1.09
Non-cooperative Dairies	1.19	1.31	1.18	1.03	1.03
Private Labels	n.a.	0.88	0.89	0.83	0.82

Additionally Labelled Butter (in €/250g)

	SM	SC	LC	HM	D
Cooperative Dairies	1.38	1.4	1.39	1.36	1.26
Non-cooperative Dairies	1.30	1.32	1.29	1.25	1.26
Private Labels	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.

Legend: Average prices for observations from 2005 to 2008 are calculated for the respective group.

SM: supermarket, SC: small consumer market, LC: large consumer market, HM: Hypermarket, D: Discounter.

Source: Own calculations based on SIG (2011) with StataCorp. (2011).

Table A2: The number of regimes according to the test by STRICKHOLM AND TERÄSVIRTA (2006)

Milk

Number of Regimes	SM	SC	LC	HM	D	all
1	14%	19%	16%	0%	4%	10%
2	45%	49%	84%	0%	25%	41%
3	41%	32%	0%	100%	70%	49%

Butter

Number of Regimes	SM	SC	LC	HM	D	all
1	24%	24%	0%	0%	0%	6%
2	76%	75%	0%	0%	0%	20%
3	0%	1%	100%	100%	100%	74%

Legend: SM: supermarket, SC: small consumer market, LC: large consumer market, HM: Hypermarket, D: Discounter

Source: Own calculations based on SIG (2011) with StataCorp. (2011).

Table A3: Percentage of cases with significant asymmetries in the adjustment back to the long-run price equilibrium

UHT Milk

	SM	SC	LC	HM	D
Cooperative Dairies	55%	48%	71%	59%	100%
Non-cooperative Dairies	56%	61%	52%	37%	62%
Private Labels	79%	74%	76%	93%	90%

Fresh Milk

	SM	SC	LC	HM	D
Cooperative Dairies	79%	71%	82%	65%	80%
Non-cooperative Dairies	56%	50%	68%	41%	n.a.
Private Labels	54%	80%	57%	100%	89%

Standard Butter

	SM	SC	LC	HM	D
Cooperative Dairies	61%	63%	55%	61%	53%
Non-cooperative Dairies	79%	52%	76%	70%	100%
Private Labels	n.a.	0%	21%	23%	43%

Additionally Labelled Butter

	SM	SC	LC	HM	D
Cooperative Dairies	33%	35%	47%	56%	46%
Non-cooperative Dairies	74%	51%	65%	47%	93%
Private Labels	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.

Legend: SM: supermarket, SC: small consumer market, LC: large consumer market, HM: Hypermarket, D: Discounter

Source: Own calculations based on SIG (2011) with StataCorp. (2011).

Kapitel 4

Price Transmission and Local Market Power: Empirical Evidence from the Austrian Gasoline Market

Autoren:

BIRGIT KOCH, JENS-PETER LOY, CARSTEN STEINHAGEN UND CHRISTOPH R. WEISS

4.1. Introduction

Concentration ratios in the retail sector in most European countries are high (and growing) and there is widespread perception that retailers exert market power towards consumers. Powerful retailers are accused of charging consumers' excessive prices (above marginal costs) and of transmitting cost changes incompletely and asymmetrically: whereas cost increases are passed on to prices fully and quickly, price adjustment is often incomplete and slow in the case of cost reductions (this behavior is often referred to as the 'rockets and feathers phenomenon').

The relationship between costs and prices has been an issue of careful research in economics. From econometric estimates of price transmission parameters, researchers draw inference on the existence of retailer market power. Whereas there is ample evidence of incomplete and asymmetric price transmission (ATP),¹ the existing empirical literature does not provide reliable support to interpret this as evidence of monopolistic behavior of retailers. Much of this literature focuses on one product market using time series data and implicitly assumes competition within this market to be global. "Unless important changes in market power are known to have occurred within the study period, this sort of analysis provides no basis for comparing price transmission under conditions of more and less market power because there is no variation in the 'treatment variable'." (MEYER and von CRAMON-TAUBADEL, 2004, p. 588).

While the present analysis follows previous research in investigating price transmission for one particular product (gasoline), we deviate from much of the existing literature by focusing on an important dimension of market power: location of retailers in space.² The geographical location of a particular retailer relative to its competitors is a key component

¹ From an extensive survey of the empirical literature, FREY and MANERA (2007) conclude: 'The existing literature suggests that the presence of asymmetry is more than a murmur. Among the 70 papers considered in this survey, which provide a total of 87 estimated models, only 11 models show no evidence of any kind of asymmetry' (p. 409).

² This neglect of the spatial dimension in empirical price transmission studies is even more surprising since the importance of localized competition for traditional retailer markets has been emphasized already in the seminal book on '*The Theory of Monopolistic Competition*' by CHAMBERLIN (1948): "Retail establishments scattered throughout an urban area are an instance of what might be called a 'chain' linking of markets. Gasoline filling stations are another. In either of these cases the market of each seller is most closely linked (having regard only to the spatial factor) to the one nearest to him, and the degree of connection lessens quickly with distance until it becomes zero" (CHAMBERLIN, 1948, p. 103). An exception is the papers published in a symposium on the dynamics of gasoline pricing in the *Journal of Industrial Economics* (HUBBARD, 2008).

for the existence of local market power and thus needs to be taken into account explicitly in a price transmission analysis. In the gasoline market, consumers' willingness to substitute between different stations decreases with the geographical distance between them. Demand will be less price elastic if distances between competitors are large and switching between suppliers is costly. A larger distance to its competitors allows individual gasoline retailers to deviate from perfectly competitive price setting. The identification of retailers' location in space thus provides significant variation in the 'treatment variable' (a measure of local market power) to identify the relationship between price transmission parameters and market power explicitly. Specifically, we investigate the following questions: How quickly are input price changes transmitted to the retail level? Is there an asymmetry in the price transmission? What is the impact of retailer market power on price margins and price transmission?

The impact of market power on the degree of price transmission can be illustrated on the basis of a price equation derived from a simple conjectural variation framework. Prices in an oligopolistic industry are $p_i = \left(1 - \frac{\theta_i}{\eta_i}\right) c_i = m_i c_i$, where p_i and c_i are firm prices and marginal costs, η_i is the absolute price elasticity of demand and θ_i is the market power parameter (conjectural variation parameter) which represents competitive behavior when $\theta_i = 0$, or collusive behavior when $\theta_i = 1$. Prices are equal to marginal costs and cost shocks are fully transmitted to retail prices (if $m_i = 1$) if competition is perfect ($\theta_i = 0$) and/or demand is very elastic ($\eta_i = \infty$). A decrease (decrease) in the degree of competition between firms (the price-elasticity of demand) raises prices above marginal costs and reduces the degree of price transmission.

This equation also is useful in interpreting the growing evidence on asymmetric price adjustment in response to cost changes. The perception of stronger (faster) increases than decreases of gasoline prices has often been interpreted as an indication of imperfect competition between retailers (BAILEY and BRORSEN, 1989; BORNENSTEIN et al., 1997; AZZAM, 1999).³ If, for example, firms conjecture that price increases will not be matched by competitors whereas price cuts will trigger similar price adjustment by competitors, a

³ Most studies, however, do not provide a solid theoretical foundation to support the connection between collusion and pass-through asymmetry. An explanation for response asymmetry that has received more formal attention has been the consumer search explanation. A recent survey of this literature is available in ECKERT (2011). A second approach aims at explaining pricing asymmetries on the basis of consumer search theories. Consumer search rationales are provided by TAPPATA (2007) and CABRAL and FISHMAN (2011).

negative asymmetry will result. Otherwise if the firm conjectures that all firms will match an increase but none will match a price cut, price will be more flexible upwards. BORENSTEIN et al. (1997) argue that in periods of falling wholesale prices, previous retail prices may act as focal points around which retailers can collude. The degree of competition between firms (θ_i) is lower in periods of low costs and the degree of price transmission will be lower to cost decreases than to cost increases. Several studies (AZZAM, 1999; FOUSEKIS, 2008; XIA 2009) found that consumer demand and farm supply function curvature can cause asymmetries in the magnitude of price transmission from wholesale to retail level.

A number of empirical studies provide evidence for an asymmetric response of gasoline prices to cost increases and decreases: retail prices rise faster for a cost increase than they fall for a comparable cost decrease (BACON, 1991; BORENSTEIN et al., 1997; JOHNSON, 2002; VERLINDA, 2008; DELTAS, 2008; LEWIS, 2011). In some of these studies, prices are observed relatively infrequently (monthly or weekly) which might cause temporal aggregation problems (GEWEKE, 2004).⁴ The present study uses data obtained from one large retail chain in Austria which reports the exact point in time of all prices changes (day, hour and minute of the price change). This data set as well as the gasoline market in Austria is described in more detail in the following section 2. Section 3 reports and discusses the empirical evidence and section 5 concludes.

4.2. Market Description and Data

We analyze price transmission between the Brent crude oil index and retail gasoline prices. The 'crude oil index' is obtained from the commodity futures exchange ICE (Intercontinental Exchange), which specializes in trading in Brent⁵, the main European type of crude oil. It contains the average of all globally traded crude oil derivatives at the ICE and

⁴ The temporal aggregation problem refers to the case in which prices vary within a given period of time and the collection of data corresponds to a greater period of time. A good example of this problem is BORENSTEIN et al. (1997). While BORENSTEIN et al. (1997) find evidence of asymmetry when using weekly data, BACHMEIER and GRIFFIN (2003) using daily data for the same region and relationship find no evidence of asymmetry.

⁵ Brent is Europe's most important crude oil. (Brent Blend is the type that is actually traded, a mix made up mainly of the fields Brent and Ninian.) Brent is a light (many low-boiling and therefore more valuable components), "sweet" (low sulfur content) crude oil. It originates from the North Sea between the Shetland Islands and Norway. From there it travels through an underwater pipeline to the oil terminal of Sullom Voe on Mainland, Shetland (just as the oil originating from the Ninian field) and is transported on with tankers. It is traded in London at the commodity futures exchange ICE Futures. (BENIGNI and PRINZ 2005, p. 10)

provides information as to the general development of the European crude oil market. The ICE reports the 'crude oil index' in USD; we converted the index into Euros on the basis of the prevailing exchange rate.⁶

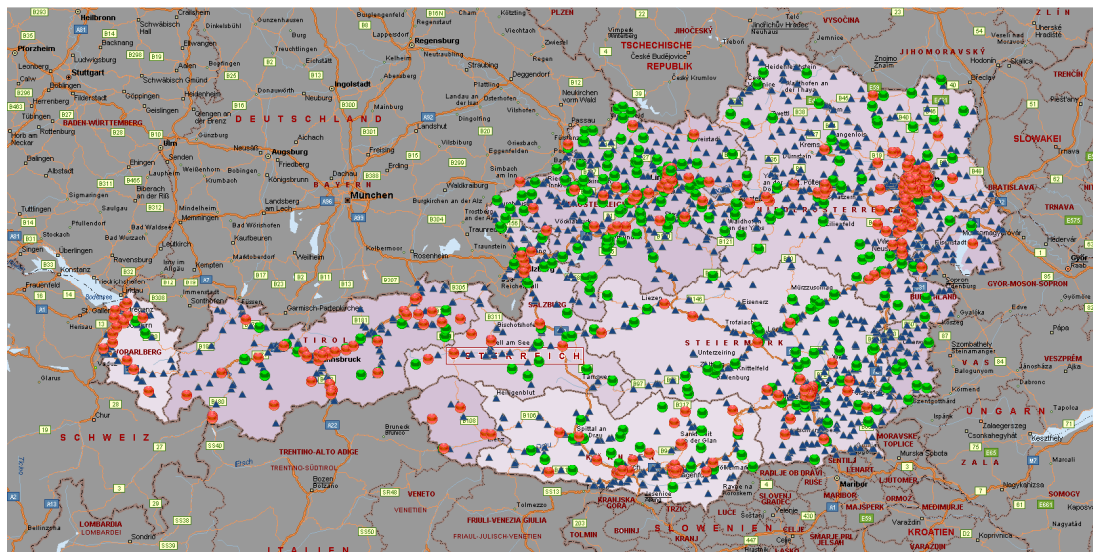
Daily retail price data for diesel fuel are available for 282 gas stations of a leading vertically-integrated oil company for the time period January 1st, 2003 until December 5th, 2004 (BP EUROPA SE ZWEIGNIEDERLASSUNG BP AUSTRIA, 2004). The total number of gasoline stations in this period varies between 2,852 (in 2003) and 2,815 (in 2004) (CATALIST LIMITED, 2003). Around two third are major gas stations (FABRO, 2005). The spatial distribution of gasoline stations in Austria is displayed in Figure 1. The map shows all gas stations for which detailed price information is available (= red circles), all of the other gas stations that belong to this oil company but where price data are not available (= green circles) and all other gas stations (= blue triangles). By far the highest spatial concentration of gasoline station can be found in Vienna with 0.61 gas stations per km². In all other provinces there are approx. 0.03 gas stations per km², or 1 gas station per 30 km². The Austrian average is also about 0.03 gas stations per km² (FABRO, 2005).⁷

The fuel price in Austria is made up of the three components (BENIGNI and PRINZ, 2005 p. 159ff). The first component includes the crude oil price, the refining margin, the regional surcharge primary transport costs, the compulsory emergency reserves and storage expenses and makes up about 36% of the gross fuel price. The second component includes the leaseholders' percentage, maintenance, advertisement as well as overhead expenses incl. interest and profits. In total, about 9% of the gross price can be attributed to this component. This component can be changed by the gas station leaseholder and is subject to competition in Austria. The final component is constituted by fuel tax as well as VAT. Fuel tax in Austria is a fixed sum that is levied per liter. In 2003, a diesel fuel tax of € 0.282 per liter had to be paid. On January 1st, 2004, the diesel fuel tax was increased by € 0.02. The 20% VAT is calculated based on the net total including the fuel tax. All in all, these taxes amount to about 55% of the total sum. They are therefore the largest part of fuel costs at the filling pumps (STIEGER, 2005).

⁶ The crude oil index on 01.01.2003 was 28.86 \$/barrel. In a first step, the conversion into liters occurs: $28.86 / 158.987 = 0.18$ \$/liter. The second step is the conversion into Euro. The exchange rate on 01.01.2003 was 1 EUR = 1.0446 Dollar resp. 1 Dollar = $1 / 1.0446 = 0.957$ EUR. Thereby one has a crude oil index (EUR/liters) of $0.18 \times 0.957 = 0.17$ €/liter.

⁷ A more detailed description on the Austrian gasoline market and the data can be found in KOCH (2011).

Figure 1: Location of all gasoline stations in Austria



To account for the spatial distribution of gasoline station and to measure different degrees of (local) market power, price data for diesel fuel for the 282 gasoline stations are merged with data on the geographical location (and other characteristics) of all gasoline stations in Austria. Using data from ArcData Austria and the ArcGIS extension WGeoNetwork we link the geographical location of each gasoline station to information on the Austrian road system. This allows us to generate accurate measures of distance (measured in driving time in minutes) as well as the neighborhood relations between all gasoline stations in the network of roads.

The average distance on the network of roads to the next gas station that does not belong to the same oil company is 1.8 km, this number ranges from 0 to about 22 km. Around 100 competing gasoline stations are located within a 10 km radius of each gasoline station. This measure however fluctuates heavily (between 1 and 348). About 6 percent of the stations are located at the highway (“Autobahn”) which is a premier location with reduced competition and likely highly inelastic demand (since leaving the highway to search rival stations is costly). The fluctuation of retail and crude oil prices is illustrated in Figure 2 and 3. Table 1 reports descriptive statistics of the prices and the spatial characteristics.

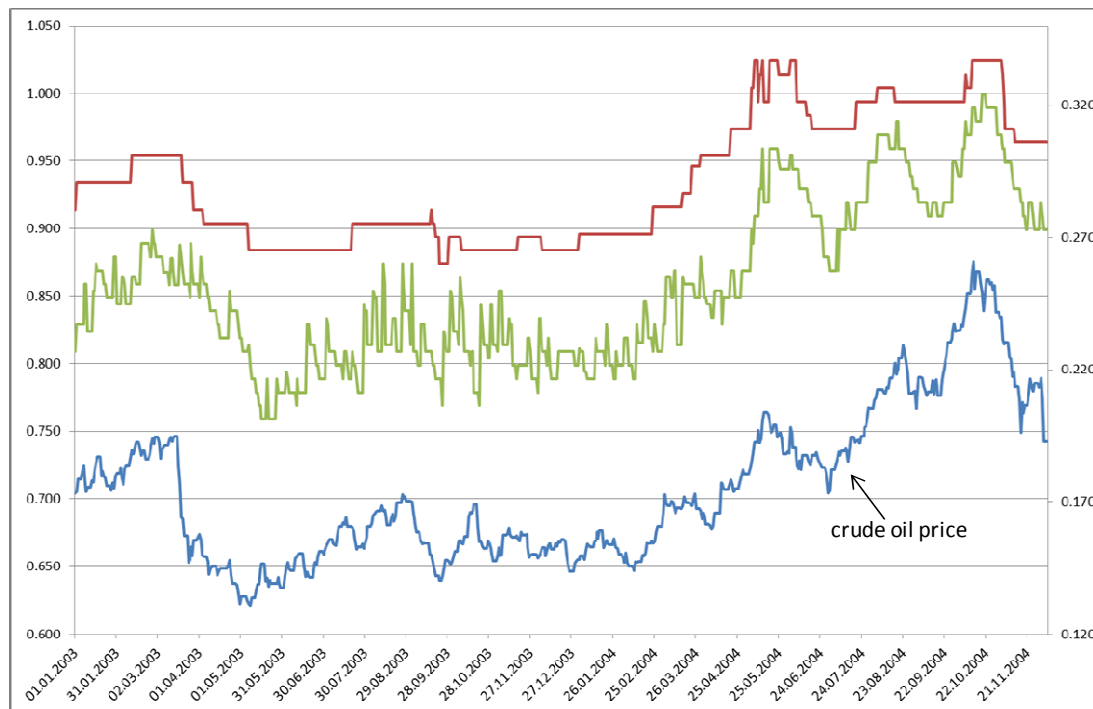
Table 1: Descriptive Statistics of Gasoline Prices and Spatial Characteristics of Gasoline Stations

	# Obs.	Mean	Variance	St.Dev.	Coef.Var.	Min.	Max.
Crude oil price	705	17.51	8.37	2.89	16.52	13.1	26.09
Gasoline price							
All	198810	90.64	33.31	5.77	6.37	71.9	104.9
Means over stations in time	705	90.64	25.77	5.08	5.60	83.5	101.5
Means over time at stations	282	90.64	4.12	2.03	2.24	85	95.42
Distance in KM	282	1.8	6.55	2.56	142.11	0.00	21.74
# Stations in 10 KMr	282	101.1	12968.65	113.88	112.69	1.00	348.00
Speed limit > 100	282	0.06	-	-	-	0.00	1.00

Source: BP EUROPA SE ZWEIGNIEDERLASSUNG BP AUSTRIA (2004).

The average crude oil price index between January 2003 and December 2004 is at 17.51 Eurocents per liter. Prices range between 13 and 26 Eurocents in the period of observation and indicate a fairly significant coefficient of variation of about 16.6 percent. The average station charged a price of 90.64 Eurocents per liter over the entire period. Total variations between stations and in time are smaller than the relative variations in the crude oil price index and variation over gas stations' prices (means over time at stations) is far smaller than the variation in time (means over stations in time). The maximum average difference between stations over the entire period is about 10 Eurocents. The average prices over stations range from 83 to 101 Eurocent in time.

Figure 2: A sample of retail gasoline prices and the crude oil price in Euro per liter



Remarks: left scale – retail gasoline prices, right scale – crude oil price.

Source: BP EUROPA SE ZWEIGNIEDERLASSUNG BP AUSTRIA (2004).

From graphical inspection the time series for the crude oil price index and the retail gasoline prices look highly auto-correlated and potentially non-stationary eventually around some deterministic trend component. Retail prices are not changed every day and show some short run rigidity. The margin between retail gasoline prices and the crude oil price index for the example in Figure 2 is slightly increasing over time. From the sample of the two retail gasoline prices we can also see that average retail gasoline prices vary between stations and so do the dynamic price adjustments. These deviations might somehow be related to locational settings of gasoline stations and/or other spatial or timely variations such as the share of tourists in a region or the impact of holidays on the demand for gas etc.

4.3. Empirical Results

Following BALMACEDA and SORUCO (2008), we apply a two-step estimation procedure. In the first step we compute measures of different degrees of price transmission from time-series for each gasoline station. In the second step, the relationship between the estimated degree of price transmission and the degree of local market power is analyzed in the cross-section of gasoline stations. The advantage of the two-step procedure over a combined approach (as in DELTAS (2008), for example) is that the heterogeneity in price adjustment between gasoline stations can be considered explicitly which is important for an adequate measurement of the degree of price transmission.

4.3.1. Measuring degrees of price transmission (time-series analysis)

In order to obtain adequate estimates of the degree of price transmission from high frequency data, a careful analysis of the time-series properties of the data is essential. We carried out a series of unit root and linear cointegration tests.⁸ These tests suggest retail gasoline prices to be cointegrated with the crude oil price.

$$p_{i,t}^R = \alpha_{0,i} + \alpha_{1,i}p_t^{CO} + z_{i,t} \quad (1)$$

The standard econometric model used to investigate price transmission is the error-correction model (ECM(n, m)), where the price equation is expressed as an autoregressive distributed lag model where n refers to the number of lags of the retail price and m to the number of lags of the crude oil price. The concept of error-correction allows for different simple and meaningful model specifications.

⁸ More details are provided in an appendix at the end of this chapter.

A) Symmetric Error-Correction Model

Assuming that the degree of price transmission to positive and negative shocks is identical, a symmetric model specification is given by Equation 2.

$$\Delta p_{i,t}^R = \gamma_{0,i} + \beta_{0,i} ECT_{i,t-1} + \sum_{j=1}^n \beta_{1,i,j} \Delta p_{i,t-j}^R + \sum_{j=0}^m \beta_{2,i,j} \Delta p_{t-j}^{CO} + \varepsilon_{i,t}, \quad (2)$$

where $ECT_{i,t} = p_{i,t}^R - \alpha_{0,i} - \alpha_{1,i} p_t^{CO}$ can be interpreted as the deviation of retail prices from the long-run relationship (Equation 1), which is estimated in a first step.

B) Asymmetric Error-Correction Model

To test for asymmetric error corrections, a model proposed by GRANGER and LEE (1989) is one valid and frequently applied specification. As for the symmetric error-correction model, the deviations from the long-run equilibrium are estimated in the first step and then separated with respect to the sign into positive and negative values (ECT^+ and ECT^-). Positive deviations indicate that the margin is above the average linear relationship between retail gasoline and crude oil prices. Negative deviations indicate a below average price margin.

$$\Delta p_{i,t}^R = \gamma_{0,i} + \beta_{0,i}^+ D_{i,t} ECT_{i,t-1} + \beta_{0,i}^- (1 - D_{i,t}) ECT_{i,t-1} + \sum_{j=1}^n \beta_{1,i,j} \Delta p_{i,t-j}^R + \sum_{j=0}^m \beta_{2,i,j} \Delta p_{t-j}^{CO} + \varepsilon_{i,t}, \quad (3)$$

where $D_{i,t} = 1$ if $ECT_{i,t-1} > 0$ and $D_{i,t} = 0$ otherwise.

C) Threshold Error-Correction Model

Finally, a two threshold ECM (2 TECM) proposed by BALKE and FOMBY (1997) and LO and ZIVOT (2001) is a remarkable alternative framework for the analysis of price transmission. The economic appealing idea behind this model (Equation 4) is the potential impact of transaction costs in vertical market chains. For significant transaction costs in processing or trading gasoline we might expect certain minor disequilibria to persist. When small changes in input (crude oil) or output prices (gasoline) occur, firms might choose to not fully adjust

to these changes because adjustment is costly. In such cases (disequilibria) deviations from the long term equilibrium are more slowly or not reduced at all.

$$\Delta p_{i,t}^R = \begin{cases} \gamma_{0,i} + \beta_{0,i}^+ ECT_{i,t-1} + \sum_{j=1}^n \beta_{2,i,j} \Delta p_{i,t-j}^R + \sum_{j=0}^m \beta_{3,i,j} \Delta p_{t-j}^{CO} + \varepsilon_{i,t} & \text{if } ECT_{t-1} > \theta_1 \\ \gamma_{0,i} + \beta_{0,i}^0 ECT_{i,t-1} + \sum_{j=1}^n \beta_{2,i,j} \Delta p_{i,t-j}^R + \sum_{j=0}^m \beta_{3,i,j} \Delta p_{t-j}^{CO} + \varepsilon_{i,t} & \text{if } \theta_1 \geq ECT_{t-1} \geq \theta_2 \\ \gamma_{0,i} + \beta_{0,i}^- ECT_{i,t-1} + \sum_{j=1}^n \beta_{2,i,j} \Delta p_{i,t-j}^R + \sum_{j=0}^m \beta_{3,i,j} \Delta p_{t-j}^{CO} + \varepsilon_{i,t} & \text{if } \theta_2 > ECT_{t-1} \end{cases} \quad (4)$$

Though, the context of price transmission provides potential for local market power and asymmetric price adjustments can be supposed, it is imprecise about the correct model specification. Thus, linearity and the potential number of thresholds are tested applying a procedure proposed by STRIKHOLM and TERÄSVIRTA (2006). Investigating the error correction terms of all price series, the null hypothesis of linearity can be rejected for 95 percent of the gasoline stations at a five percent significance. Testing the hypothesis of a two regime model against the hypothesis of a three regime model for the remaining price series, the hypothesis of the parsimonious model can be rejected for the majority of the price series. It remains that the three regime model is adequate for 89 percent of the gasoline stations (at 5 percent significance level). Details on the test results can be obtained from Table 2.

Table 2: The Number of Regimes

Significance Level	1 Regime	2 Regimes	3 Regimes
10%	4%	5%	91%
5%	5%	7%	89%
1%	6%	11%	83%

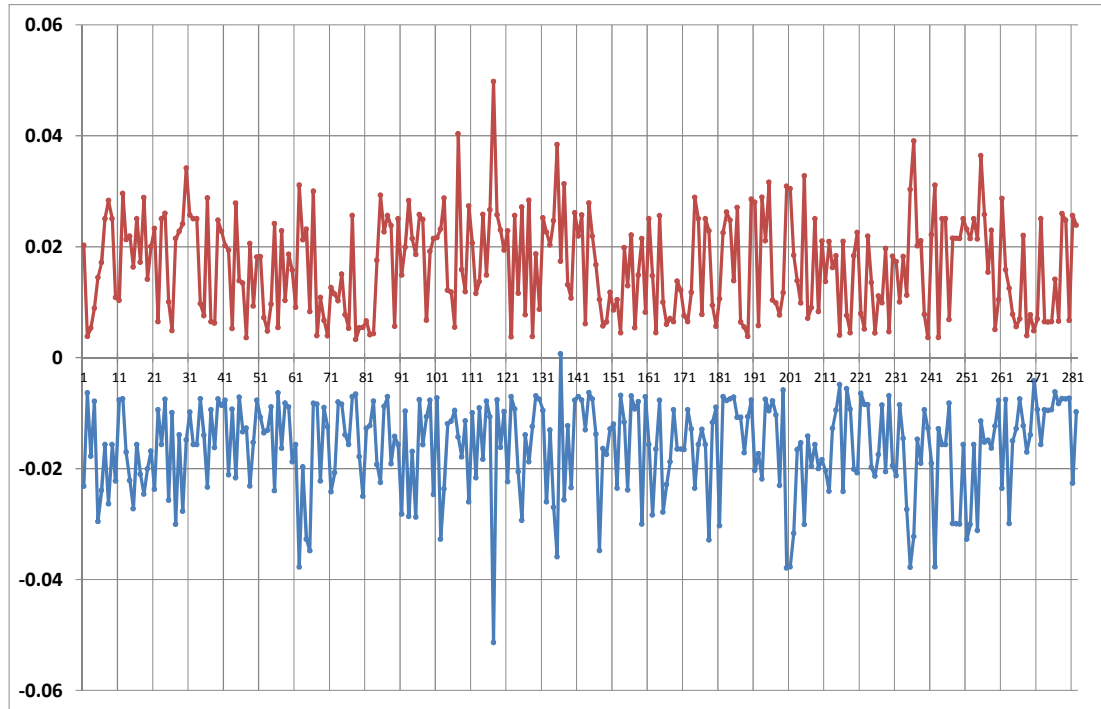
Remarks: Each entry indicates the percentage of time series, the error process is tested to be correctly specified by a one, two or three regime threshold autoregressive model. The null hypotheses of the parsimonious models are tested at the three different significance levels.

4.3.2. Empirical Results of a Two Threshold Error-Correction Model

According to those results, a two threshold ECM (2 TECM) is applied in the investigation of the individual price transmission processes. For each gasoline station i , we individualized the lag structures in Equation (4) by choosing a symmetric lag length based on the residual autocorrelation test by Breusch-Godfrey. Starting with one we increase the lag length until the Breusch-Godfrey null hypothesis is no longer rejected. We allowed the lag structures to vary between 1 and 5 lags. We also test within a VAR specification whether a time trend is significant in Equation (1) which appears to be valid in 49 out of 282 cases (17 percent). A trend is only added to the first stage regression to estimate the error correction term, if it is significant in the VAR model specification. The econometric model is estimated separately for each individual gasoline station.⁹

The calculation of thresholds (θ_1, θ_2) for each gasoline station is done by a grid search as proposed in CHAN (1993). The number of observation in the three regimes is always significantly above the limit (15 percent) set in the search algorithm which gives confidence to the thresholds found. Also most pairs of thresholds include zero as a center point. Figure 3 reports the estimated threshold levels. On average the lower threshold is about -0.016 and the upper is about 0.016. Hence, the middle regime includes on average all absolute deviations from the long-run price equilibrium that are below 1.6 Eurocents per liter.

⁹ The model specification in most cases does not indicate correlation of errors in time. We applied the Breusch-Godfrey test with 5 lags to test for autocorrelation. The null-hypothesis of no autocorrelation is rejected in about 20 percent of all cases. However, the error terms indicate significant heteroscedasticity in about one third of the cases which is accounted for by calculating robust standard errors when homoscedasticity is rejected. The Breusch-Pagan/Cook-Weisberg test is employed to test for heteroscedasticity (BREUSCH and PEGAN, 1979; COOK and WEISBERG, 1982). We employ the version that assumes i.i.d. instead of normal errors because normality is rejected. Finally, errors appear to be distributed non-normal.

Figure 3: Results for the individual gasoline station thresholds in Euros per liter

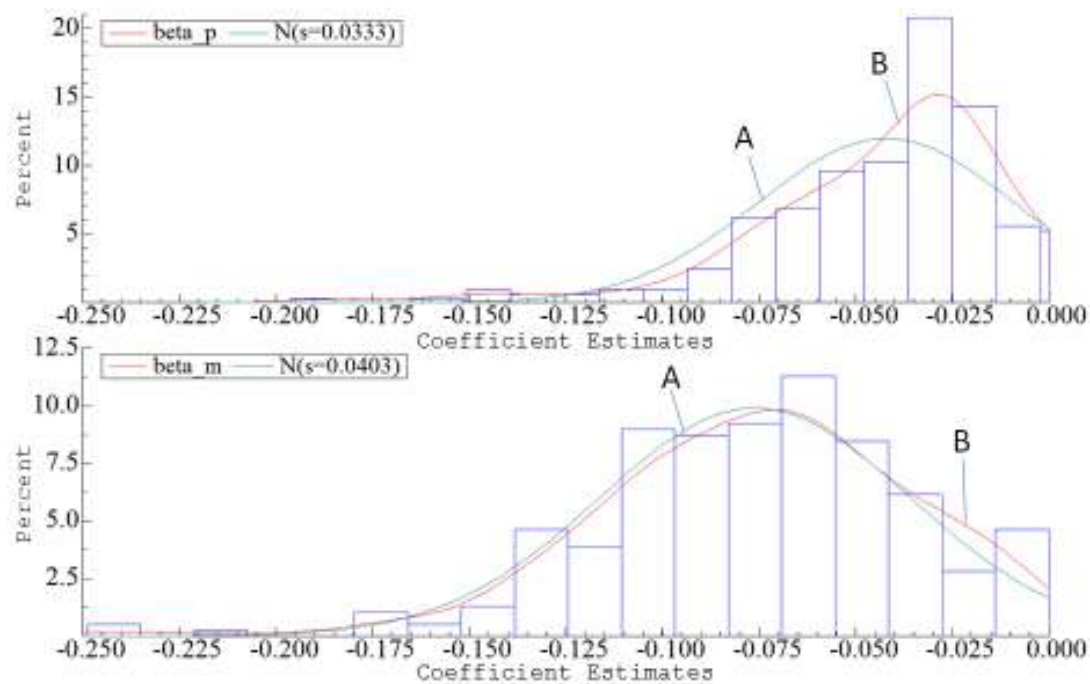
Remarks: Upper part thresholds for positive ECT (upper regime), lower part thresholds for negative ECT (lower regime).

According to the potential impact of transaction costs, we would expect the adjustment parameter of the inner regime ($\beta_{0,i}^0$) to be zero or at least smaller than $\beta_{0,i}^+$ and $\beta_{0,i}^-$. In case of the outer regimes, the presumption of local market power would imply asymmetric adjustments ($\beta_{0,i}^+ \neq \beta_{0,i}^-$)

We find that adjustment appears to be slower in the upper regime (if $ECT_{t-1} > \theta_1$) compared with the lower regime (if $ECT_{t-1} < \theta_2$); however, the speed of adjustment is slowest in the inner regime ($\theta_1 \geq ECT_{t-1} \geq \theta_2$). Figure 4 shows the distribution of the estimates for the error correction parameter ($\beta_{0,i}^+, \beta_{0,i}^-$) in the upper and the lower regimes.

We find significant adjustment coefficients in 76 percent (40 percent) for the lower regime (upper and middle regime respectively). Though, on average the ECT parameter estimates for the lower/middle/upper regimes indicate differences (-0.076/ -0.034 / -0.042), the individual differences between the upper and lower are only significant in 42 out of 282 cases (15 percent); in 220 of 282 relationships (78 percent) we find either a significant difference between the lower and the middle or the upper and the middle regime. Thus, the middle regime indicates a significantly slower speed of adjustment back to the equilibrium relationship.

Figure 4: Distribution of adjustment estimates in the upper and lower regimes



Remarks: Upper part: coefficients for positive ECT; lower part: coefficients for negative ECT; A: normal distribution based on mean and variance of the sample; B: estimated continuous distribution function.

Summarizing the results from the estimation for 282 individual gasoline stations with high-frequency data, we conclude that: (a) substantial differences exist in the speed of price transmission between gasoline stations (b) there is only weak evidence for an asymmetry in the speed of price transmission to positive and negative shocks and (c) substantial differences exist between gasoline stations in terms of threshold size. Whether these differences in price transmission between individual gasoline stations are significantly related to the location of the individual gasoline station as well as its rivals (local market power) will be investigated in a cross-section analysis.

4.3.3. Location and Price Transmission (Cross-section analysis)

To analyze the effects of regional characteristics on the different dimensions of vertical price transmission in the Austrian retail gasoline market, we estimate an augmented linear relationship between the ECT parameter estimates from the threshold error-correction model (Equation 4) and variables of regional market characteristics as outlined above. The results of OLS and Weighted Least Squares estimates are provided in Table 2.

Table 3: Estimation results for long-run margins and different measures of vertical price transmission.

Dependent variables:	Price Margin	Speed of Transmission	Asymmetry in Transmission	Asymmetry in Thresholds
	$\frac{p_L^R - p^{CO}}{p_i^R}$	$\frac{ \beta_3^+ + \beta_0^- }{2}$	$\sum_{t=1}^8 (1 + \beta_0^+)^t - (1 + \beta_0^-)^t$	$ \theta_1 - \theta_2 $
	Parameter (t-value)	Parameter (t-value)	Parameter (t-value)	Parameter (t-value)
	[1]	[2]	[3]	[4]
Constant	0.806 (9723.9)	0.051 (23.86)	1.449 (13.30)	-0.001 (-0.64)
Distance/100	0.035 (16.56)	-0.138 (-2.56)	-5.415 (-2.00)	0.079 (3.49)
Number of Stations/100	-0.287 (-6.28)	0.012 (8.55)	-0.357 (-5.95)	-0.001 (-1.46)
Location at Highway	0.008 (38.45)	-0.025 (-6.27)	-1.431 (-5.01)	0.008 (3.32)
R ²	0.321	0.377	0.171	0.122
R ² (adj.)	0.313	0.371	0.162	0.112
N	282	282	282	282
Hettest	0.44 (0.51)	15.2 (0.00)	2.17 (0.14)	0.29 (0.59)

Remarks: [1] VWLS, [2] OLS robust, [3] OLS, [4] OLS. 'Location at Highway' equals a speed limit beyond 100 km/h. The correlation between exogenous variables in the four different models is weak and the variance inflation test shows that multi-collinearity is negligible.

With regards to the average price margin for each gasoline station, column [1] in Table 2 suggests a positive and significant impact of local market power. Mark-ups increase with the distance to the next rival (does not belong to same oil company) and decrease with the number of gasoline stations within a 10 km range. Gasoline stations located at highways face a rather inelastic demand which, according to column [1], translates into higher margins. These results correspond well with previous empirical studies on price setting and market power on the gasoline market (FIRGO et al., 2011).

The dependent variable in column [2] measures the speed of price transmission and is computed as an average of the absolute error-correction parameters β_0^+ and β_0^- . An increase in the dependent variable corresponds to an increase in the speed of price transmission. The parameter estimates in column [2] suggest that the estimated speed of price transmission decreases significantly with the distance to the next rival gasoline station: competition is less intense in areas where the next competitor is far away. The number of gasoline stations within a ten kilometer radius has a significant and positive impact. With an increasing number of competitors the error correcting mechanism bringing gasoline prices back to equilibrium is faster and exogenous shocks are transmitted more quickly. Finally, a dummy indicating the location of a gasoline station at a highway shows a significant and negative impact on the speed of price transmission.

Column [3] reports parameter estimates on the impact of local market power on the asymmetry of price transmission. Based on the parameter estimates β_0^+ and β_0^- of the Threshold Error-Correction Model, the difference in price transmission to positive and negative shocks (i.e. the difference in cumulative response functions (CDF)) is calculated. A large value of this variable (large asymmetry) suggests that gasoline stations respond more quickly to situations where the actual price is below the equilibrium level (low margins) and adjust slowly to situations where the actual price is above the equilibrium level (high margins). Assuming that market power enables retailers to raise prices quickly when margins are too small (as a consequence of cost increases, for example) but to adjust prices slowly if margins are high (as a consequence of cost reductions, for example), we expect to find a positive impact of DISTANCE and a negative impact of NUMBER in column [3]. Table 2 actually suggests that this asymmetry in price transmission increases with local market power as measured by a smaller number of competitors within a 10 km radius. However, the parameter estimate for our variable measuring the distance to the next competitor is negative (and significantly different from zero at the 5%-level), which is

contrary to the argument outlined above. These results on the asymmetry in the speed of price transmission lend themselves to a ‘the glass is half full and half empty’ interpretation.

Column [4], finally, investigates the impact of local market power on the asymmetry in the two thresholds (θ_1 and θ_2). A larger value of the endogenous variable $|\theta_2| - |\theta_1|$ suggests that positive thresholds exceed negative ones; i.e. firms are less likely to adjust prices in cases where the actual price is above the equilibrium level (high margins) and more likely to adjust to situations where the actual price is below the equilibrium level (low margins). The estimation results reported in column [4] suggest that local market power of gasoline retailers tends to increase the asymmetry in thresholds. Our measure of threshold-asymmetry is larger for gasoline stations characterized by a larger distance to the next competitor as well as smaller for a larger number of competitors within a 10 kilometer radius (the effect of this latter variable however is not significantly different from zero at the 10%-level). Gasoline stations located at highways tend to transmit prices more asymmetrically.¹⁰

4.4. Summary and Conclusion

The transmission of exogenous shocks through the various stages of the supply chain is an important characteristic of the functioning of markets. Since gasoline accounts for a considerable share in consumer expenditures and its price is one of the most visible among consumer products, changes in gasoline prices are always under public scrutiny.

The present paper aims at investigating the impact of market power on several dimensions of price transmission in the gasoline market. Using high frequency data for the Brent crude oil index and retail prices for Diesel for a large number of gasoline stations in Austria, we analyze the impact of market power on price margins, the speed of price transmission, the asymmetry in the speed of price transmission (this is often referred to as the ‘rockets and feathers phenomenon’), as well as the asymmetry in thresholds of price transmission.

In contrast to much of the existing literature on price transmission, the present analysis explicitly takes into account an important dimension of market power: the location of retailers relative to competitors. In markets where transportation (time) costs for

¹⁰ Additional estimation experiments have been carried out to evaluate the robustness of the empirical results reported. The results when including a number of additional explanatory variables and using different functional forms are reported in an appendix. The parameter estimates are very similar to those discussed above.

consumers are important, the willingness of consumers to substitute between different suppliers decreases with the geographical distance between them. Consumers will be less price elastic if distances between competitors are large and switching between suppliers is costly which implies that (local) market power increases with the distance between suppliers (decreases with the number of suppliers within a specific radius).

Our results clearly suggest that powerful retailers are able to charge consumers higher prices on average. We also observe that the speed of price transmission between the Brent crude oil index and retails prices is larger in a more competitive environment. However, there is only weak empirical evidence that larger margins are the result of an asymmetry in price adjustment as claimed by many market observers. Results from econometric models on the asymmetry in the speed of price transmission lend themselves to a 'the glass is half full and half empty' interpretation. We do observe a (small) number of gasoline stations where the speed of price transmission significantly differs with respect to positive and negative shocks but our results do not provide clear evidence whether these asymmetries are significantly related to retailers' (local) market power. In regions where gasoline retailers do not face strong competition from neighboring rivals, retailers succeed in raising price margins permanently (long-run) and not only temporarily (short-run) as would be suggested by the 'rockets and feathers phenomenon'.

4.5. References

- AZZAM, A. M. (1999). Asymmetry and Rigidity in Farm-Retail Price Transmission. *American Journal of Agricultural Economics*, 81(3), pp. 525-533.
- BACHMEIER, L.J., and J.M. GRIFFIN (2003). New Evidence on Asymmetric Gasoline Price Responses. *The Review of Economics and Statistics*, 85(3), pp. 772-776.
- BACON, R.W. (1991). Rockets and Feathers: The Asymmetric Speed of Adjustment of UK Retail Gasoline Price to Cost Changes. *Energy Economics*, 13(3), pp. 211-218.
- BAILEY, D., and B.W. BRORSEN (1989). Price Asymmetry in Spatial Fed Cattle Markets. *Western Journal of Agricultural Economics*, 14(2), pp. 246-252.
- BALKE, N.S. and T.B. FOMBY (1997). Threshold Cointegration. *International Economic Review*, 38(3), pp.627-645.
- BALMACEDA, F., and P. SORUCO (2008). Asymmetric Dynamic Pricing in a Local Gasoline Retail Market. *The Journal of Industrial Economics*, 66(3), pp. 629-653.
- BENIGNI, J. and S. PRINZ (2005). Der österreichische Kraftstoffmarkt 2004, Wien.
- BORENSTEIN, S., A.C. CAMERON, and R. GILBERT. (1997). Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes? *Quarterly Journal of Economics*, 112(1), pp. 305-339.
- BP EUROPA SE ZWEIGNIEDERLASSUNG BP AUSTRIA (2004): Interner Preis und Volumensdatensatz (Jänner 2003 – Dezember 2004), www.bpaustralia.at.
- BREITUNG, J., and S. DAS (2008). Testing for Unit Roots in Panles with a Factor Structure. *Econometric Theory*, 24(01), 88-108.
- BREUSCH, T. and A. PAGAN. (1979). A Simple Test for Heteroskedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica*, 47(5), pp. 1287-1294.
- CABRAL, L., and A. FISHMAN (2011). Business as Usual: A Consumer Search Theory of Sticky Prices and Asymmetric Price Adjustment. Working Paper 2011-01, Bar-Ilan University.
- CATALIST LIMITED (2003): Retail Gasoline Report Austria (February 2003), www.catalist.com.
- CHAMBERLIN, E. (1948). The Theory of Monopolistic Competition, 6th edn, Cambridge [et al.]: Harvard University Press.
- COOK, R. D. and S. WEISBERG (1982). Residuals and influence in regression. Chapman and Hall, New York - London.
- DELTAS, G. (2008). Retail Gasoline Dynamics and Local Market Power. *Journal of Industrial Economics*, 56(3), pp. 613-628.

- ECKERT, A. (2011). Empirical studies of gasoline retailing: A guide to the literature, *Journal of Economic Surveys* . Forthcoming.
- FABRO, A. (2005). Tankstellenstatistik 2005. Wien: Fachverband der Mineralölindustrie.
- FIRGO, M., D. PENNERSTORFER, and C. WEISS, (2011). Pricing in Spatially Differentiated Markets with Central and Peripheral Firms. Paper presented at the 9th International Industrial Organization Conference, Boston, U.S.A.
- FOUSEKIS, P. (2008). Further Results on Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission under Spatial Monopoly. *Journal of Agricultural and Food Industrial Organization*, 6(1), Article 7. Available at: <http://www.bepress.com/jafio/vol6/iss1/art7>, checked on 08.05.2012.
- FREY G., and M. MANERA (2007). Econometric Models of Asymmetric Price Transmission. *Journal of Economic Surveys*, 21(2), pp. 349-415.
- GEWEKE, J. (2004). Issues in the Rockets and Feathers Gasoline Literature. Report to the Federal Trade Commission, University of Iowa (unpublished).
- GRANGER, C.W.J. and T.-H. LEE (1989). Investigation of Production, Sales and Inventory Relationships Using Multicointegration and Non-Symmetric Error Correction Models. *Journal of Applied Econometrics*, 4(S1): 145-59.
- HANSEN, G. (1993). Quantitative Wirtschaftsforschung. Verlag Vahlen, München.
- HUBBARD, T.N. (2008). Introduction to the Symposium on the Dynamics of Gasoline Pricing. *The Journal of Industrial Economics*, 56(3), pp. 578-580.
- JOHANSEN, S. (1995). Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. Oxford University Press, Oxford.
- JOHNSON, R.N. (2002). Search Costs, Lags and Prices at the Pump. *Review of Industrial Economics*, 20, pp. 317-328.
- KREMER, J.; N. ERICSSON and J. DOLADO (1992). The Power of Cointegration Tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3), pp. 325-348.
- KOCH, B. (2011). Messung von lokaler Marktmacht auf dem österreichischen Tankstellenmarkt. PhD thesis, WU Vienna University of Economics and Business. Available at: <http://epub.wu.ac.at/3286/>, checked on 10.05.2012.
- LEWIS, M., (2011). Asymmetric Price Adjustment and Consumer Search: An Examination of the Retail Gasoline Market. *Journal of Economics and Management Strategy*, 20(2), pp. 409-449.
- LO, M.C. and E. ZIVOT (2001). Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment to the Law of one Price. *Macroeconomic Dynamics*, 5(4), pp. 533–576.

- MEYER, J. and S. von CRAMON-TAUBADEL (2004). Asymmetric Price Transmission: A Survey. *Journal of Agricultural Economics*, 55(3), pp. 581-611.
- NEWKEY, W.K. and K.D. WEST (1994). Automatic lag selection in covariance matrix estimation. *Review of Economic Studies* 61(4), pp. 631–654.
- STIEGER, J. (2005). Mineralölsteuergesetz - Steuersätze. Wien: Fachgruppe des Energiehandels.
- STRIKHOLM, B. and T. TERÄSVIRTA (2006). A sequential procedure for determining the number of regimes in a threshold autoregressive model. *Econometrics Journal*, 9(3), pp. 472–491.
- TAPPATA, M.E. (2009). Rockets and Feathers. Understanding Asymmetric Pricing. *RAND Journal of Economics*, 40(4), pp. 673-687.
- TODA, H. Y. and T. YAMAMOTO (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1/2), pp. 225-250.
- VERLINDA, J.A. (2008). Do Rockets Rise Faster and Feathers Fall Slower in an Atmosphere of Local Market Power? Evidence from the Retail Gasoline Market. *The Journal of Industrial Economics*, 56(3), pp. 581-612.
- XIA, T., (2009). Asymmetric Price Transmission, Market Power and Supply and Demand Curvature. *Journal of Agricultural and Food Industrial Organization*, 7(1), Article 6. Available at: <http://www.bepress.com/jafio/vol7/iss1/art6>, checked on 08.05.2012.

4.6. Appendix

Time Series Properties

In testing for unit roots and linear cointegration we consider specifications with and without a time trend.¹¹ We perform the ADF-Test and the procedure by PHILLIPS and PERRON (1988). For almost exactly five percent of the 282 time series the null-hypothesis of non-stationarity is rejected in both tests when considering a trend term. For the ADF-Test the lag length of 2 is chosen which is the most common lag structure in vector autoregressive model specifications for the data under study; for the Phillips-Perron Test the lag length follows the NEWBY and WEST (1994) algorithm with $\text{int}\{4(T/100)^{(2/9)}\}$ which equals 6 lags for the oil price series analyzed here. However, test results are very robust over different lag structures. First differences are stationary for a variety of different lag structures and levels of significance. The crude oil price index shows the same results. Thus, we assume the time series to be integrated of order one.

As we are interested in the vertical price transmission between the crude oil price index and the retail gasoline price at each station, we determine the lag lengths of the bivariate vector autoregressive processes. According to TODA and YAMAMOTO (1995) this can be done regardless of the time series properties with respect to non-stationarity and/or cointegration. Therefore, we apply the Akaike information criterion to select the optimal lag length and to determine whether a significant trend should be added to the bivariate systems. In nearly 220 of 282 cases (78 percent) the optimal lag length is two.¹² To simplify the estimation loop all processes are derived from a VAR(2,2) model. For this specification, in 277 out of 282 cases (98 percent) the crude oil price index is found to Granger cause the retail gasoline prices; the reverse is only valid for 29 cases; thus, the crude oil price can be treated as exogenous here.¹³

¹¹ The panel structure of our data might call for a panel unit root test. However, due to a common $I(1)$ component the actual tests fail in analyzing the non-stationary behavior (BREITUNG and DAS, 2008).

¹² In 16 cases an optimal lag length of 1 is sufficient.

¹³ Only a few processes (about 30 out of 288) indicate feedback relationships.

Cointegration is tested by the JOHANSEN (1995) approach. For 223 of 282 relationships (80 percent) cointegration is indicated at the 5 percent level of significance. KREMER et al. (1992) and HANSEN (1993) suggest testing cointegration by estimating an error correction model specification (ECM-Test). If the error correction parameter is significantly different from zero, negative and bigger than minus one, cointegration holds and a significant error correction process is received. The ECM-Test results a significant error correction mechanism (cointegration) in 263 out of 282 cases (93 percent).

Kapitel 5

Preissenkung und Kompensation auf dem EU-Milchmarkt

(Price reduction and compensation payments on the EU milk market)

Autoren:

JENS-PETER LOY und CARSTEN STEINHAGEN

Der Beitrag ist erschienen in:

**Agrarwirtschaft -
Zeitschrift für Betriebswirtschaft, Marktforschung und Agrarpolitik**

Jahrgang 58 (5/6), 2009, S. 259-268.

(Die Veröffentlichung ist verfügbar über die Internetpräsenz
des ***German Journal of Agricultural Economics***: www.gjae-online.de)

Kurzfassung

Seit der Reform der Gemeinsamen Marktordnung Milch im Jahr 2003 eskalieren die Auseinandersetzungen zwischen Milchbauern, Molkereien, Politikern und Lobbyisten immer wieder. Ein wesentlicher Streitpunkt ist die Höhe des Milchauszahlungspreises für die Landwirte. Bei diesen Diskussionen wird die Zahlung der im Zuge der Reform erhöhten Flächenbeihilfen häufig außer Acht gelassen. In diesem Beitrag wird untersucht, inwieweit die zusätzlichen Flächenbeihilfen den Einkommensverlust infolge der Interventionspreissenkungen ausgeglichen haben. Nach einfachen Vergleichen der Milchauszahlungspreise oder Rohstoffwerte vor und nach der Reform ergibt sich eine deutliche Überkompensation. Bei diesem Vergleich wird aber der Einfluss von Weltmarktpreisänderungen auf das Ergebnis nicht berücksichtigt. Deren Berücksichtigung mithilfe eines Fehlerkorrekturmodells führt zum gegenteiligen Ergebnis. Es ergibt sich für den Zeitraum von 2004 bis 2008 eine Unterkompensation von ca. 100 Prozent. Demnach wurden die Landwirte im Rahmen der Reform von 2003 bislang bei weitem nicht vollständig für die reformbedingten Einkommenseffekte entschädigt.

Summary

Soon after the 2003 reform of the Common Agricultural Policy, milk farmers started protesting against low milk prices. Though farmers gained public attention and sympathy for their case, the compensation payments included in the reform package are never part of the debate. Thus, only the income-decreasing side of the reform is pointed out. We empirically investigate to what extent the income reduction for dairy farmers is covered by the increased farm area payments in the 2003 reform. A comparison of milk prices prior to and after the 2003 reform indicates significant overcompensation. This comparison ignores the impact of world market price changes. Considering these by a vector error correction model leads to opposite results. Thus, up to now farmers are by far not compensated for the income loss generated by the price reduction in the 2003 reform.

5.1. Einleitung

Gut ein Jahrzehnt nach der McSharry-Reform auf dem Getreide- und Rindfleischmarkt der EU wurden im Zuge der Agenda 2000 und deren Halbzeitbewertung 2003 auch auf dem Milchmarkt grundlegende Änderungen beschlossen. Die wesentlichen Elemente der Reform von 2003 sind die Reduktion der Preisstützung, die Zahlung einer Milchprämie und die Erhöhung der Milchreferenzmengen. Die Milchprämie dient dabei der Kompensation möglicher Einkommensverluste durch die geringere Preisstützung. Bei den derzeitigen Debatten um die Höhe der Milchauszahlungspreise werden diese Zahlungen zumeist nicht berücksichtigt. Es stellt sich folglich die Frage, welches Ausmaß die gezahlte Kompensation tatsächlich hat.

Darüber hinaus erscheint angesichts der Vorschläge für ein neues Welthandelsabkommen, die unter anderem die vollständige Abschaffung der Exporterstattung durch die EU vorsehen, ein weiterer Abbau der Preisstützung auf dem EU-Milchmarkt denkbar. Dies könnte zu Forderungen nach weiteren Kompensationszahlungen und Debatten über deren Höhe führen. Eine *ex-post*-Bestimmung des Kompensationsgrades kann vor diesem Hintergrund eine objektive Grundlage für eine solche Diskussion bieten.

In diesem Beitrag wird aus diesen Gründen der Frage nachgegangen, in welchem Umfang durch die Interventionspreissenkungen im Zuge der Reform von 2003 bei den deutschen Milcherzeugern Einkommensverluste hervorgerufen wurden und inwieweit diese durch die Zahlung der Milchprämie kompensiert wurden. Die Einkommensverluste ergeben sich im Wesentlichen aus den reformbedingten Veränderungen der Milchauszahlungspreise. Außer dem Beitrag von FRASER (2003) sind uns keine wissenschaftlichen Arbeiten bekannt, die sich diesem Thema gewidmet haben. FRASER (2003) führt dabei keine *ex-post*-Bewertung durch, sondern bestimmt für verschiedene Politikszenerarien bei Getreide *ex-ante* den zur vollständigen Kompensation einer gesenkten Preisstützung notwendigen Betrag. FRASER (2003) stellt dabei insbesondere die Bedeutung der Weltmarktpreisentwicklung nach der Reform für das Niveau der Kompensation heraus.

Der folgende Beitrag bietet erstmals eine *ex-post*-Analyse der Reform von 2003 für den Milchauszahlungspreis und die Höhe der gezahlten Kompensation. Es werden im folgenden Abschnitt 2 die Reform von 2003 und das in diesem Beitrag verwendete Maß zur Bestimmung des Kompensationsgrades dargestellt. In Abschnitt 3 werden die möglichen Auswirkungen der Reform auf den Milchauszahlungspreis diskutiert und die Ergebnisse einiger Studien, die sich dieser Frage auf modelltheoretischer Ebene gewidmet haben,

vorgestellt. Die Überlegungen dienen zum einen der Illustration zur Bestimmung von Rohstoffwerten und zum anderen ermöglichen sie die Einordnung der weiteren empirischen Ergebnisse. In Abschnitt 4 werden für Deutschland einige einfache Preisvergleiche für die Zeiträume mit und ohne Reform durchgeführt und erstmals mit Blick auf den Grad der Kompensation eingeordnet. Diese Preisvergleiche berücksichtigen jedoch weder Änderungen der Weltmarktpreise noch die Anpassungen der Exporterstattungen durch die EU. Diesen Aspekten wird in Abschnitt 5 durch die Schätzung eines Rohstoffexportwertes für Butter und Magermilchpulver mithilfe eines Fehlerkorrekturmodells Rechnung getragen. Anhand der geschätzten und tatsächlichen Preisverläufe werden die Auswirkungen der Reform auf den Milchauszahlungspreis und die zugehörigen Kompensationsgrade bestimmt. Abschließend werden die wesentlichen Ergebnisse zusammengefasst.

5.2. Die Reform von 2003 und die Bestimmung des Kompensationsgrades

Der EU-Milchmarkt ist seit Einführung der Gemeinsamen Marktordnung (GMO) durch ein hohes Maß an Außenschutz, Interventions- und Absatzförderungsmaßnahmen gekennzeichnet. Die Gemeinschaft entwickelte sich dadurch im Laufe der Zeit zu einem der bedeutendsten Nettoexporteure von Milcherzeugnissen (THIELE, 2007: 696 f.). Erste grundlegende Reformen der GMO Milch erfolgten im Rahmen der Agenda 2000, die noch vor ihrer geplanten Umsetzung in der Halbzeitbewertung von 2003 bedeutend angepasst wurde. Die Durchführung der Reformbeschlüsse erfolgte im Juli 2004. Wesentliche Bestandteile der Reform von 2003 sind: (1) die Senkung der Interventionspreise und -mengen, (2) die Aufstockung der Milchreferenzmengen und (3) die Zahlung einer Milchprämie.

Bei Butter erfolgte eine Kürzung des Interventionspreises in vier Schritten von 2004 bis 2007 um insgesamt 25 Prozent. Der Ankaufspreis zur Intervention wurde auf 90 Prozent des Interventionspreises festgesetzt.¹ Die maximale Interventionsmenge wurde ausgehend von 70.000 t im Jahr 2004 auf eine ab 2008 gültige Grenze von 30.000 t gekürzt. Für Magermilchpulver (MMP) wurde der Interventionspreis ab 2004 in drei Schritten um insgesamt 15 Prozent gekürzt und die Interventionsmenge auf jährlich 109.000 t begrenzt. Die Milchreferenzmenge wurde in drei Schritten ab 2006 jährlich um 0,5 Prozent

¹ Der Ankaufspreis wird daher bei den Berechnungen anstelle des Interventionspreises verwendet.

angehoben. Als Ausgleich (Kompensation) für die Interventionspreissenkungen wurde eine Milchprämie eingeführt, die in drei Schritten angepasst wurde. Im Jahr 2004/05 betrug die Milchprämie 1,181 ct pro kg Milchreferenzmenge, 2005/06 waren es 2,365 ct pro kg und seit Juli 2007 erhalten deutsche Milcherzeuger 3,55 ct pro kg.² Seit 2005 ist die Milchprämie Teil des deutschen Systems entkoppelter einzelbetrieblicher Flächenprämien (BMVEL, 2005; ABL EG, 1999b).

Bei der Festlegung der Milchprämie wurde von der Politik kein eindeutiges Ziel im Hinblick auf den Umfang der Kompensation formuliert. Der Umfang der Kompensation pro kg Referenzmenge ist abhängig von der gezahlten Milchprämie (Z_D), dem Einkommensrückgang aufgrund der reformbedingten Entwicklung der Milchauszahlungspreise ($P^0 - P^R$) und dem Einkommenseffekt durch die Quotenerhöhung ($\omega \cdot (P^R - C_V)$).³ Ist die gezahlte Milchprämie höher oder niedriger als die Summe aus Einkommensrückgang und Einkommenseffekt, liegt Über- bzw. Unterkompensation vor. Bei Gleichheit sprechen wir hier von vollständiger Kompensation.⁴ Gleichung (1) verdeutlicht diesen Zusammenhang.

$$Z_D \stackrel{>}{<} P^0 - P^R - \omega(P^R - C_V) \quad (1)$$

Z_D : Milchprämie in Deutschland in ct pro kg Referenzmenge

P^R/P^0 : Milchauszahlungspreis in ct pro kg mit/ohne Reform von 2003

ω : Aufstockungsrate der Milchreferenzmenge in der Reform von 2003

C_V : variable Kosten der Milchproduktion in ct pro kg

² Die Prämie ab 2007 errechnet sich aus einer einheitlichen EU-Zahlung (24,49 € pro t Referenzmenge) und einer nationalen Ergänzung (Deutschland: 306,79 Mio. €) und wird entsprechend der zum 31.03.2005 gesamt verfügbaren Referenzmenge in Deutschland (27.768 kt) verteilt. (ZMP, 2007: 26; ABL EU, 2003). In dem gesamten Beitrag wird auf die gezahlte Milchprämie pro kg eingegangen.

³ Der Milchauszahlungspreis nach der Reform (P^R) beinhaltet den Preiseffekt der Interventionspreissenkung und den der Quotenerhöhung. Preisänderungen auf landwirtschaftlichen Faktormärkten besitzen ebenfalls einen Einkommenseffekt, der aber im Wesentlichen nicht reformbedingt ist und daher an dieser Stelle nicht berücksichtigt wird.

⁴ Die Preise beruhen auf standardisierten Inhaltsstoffen (3,7 Prozent Fett; 3,4 Prozent Eiweiß), während die Milchprämie auf Basis der Milchreferenzmenge mit einem Standardfettgehalt von 4 Prozent (einzelbetriebliche Gehalte können abweichen) gezahlt wird. Diesen Aspekt gilt es zu beachten. Im Folgenden wird daher eine für einen Fettgehalt von 3,7 Prozent angepasste Milchprämie verwendet. Anstatt 3,55 ct pro kg ergibt sich ein Betrag von 3,27 ct pro kg (eigene Berechnungen auf Basis AGRA EUROPE, 2008).

Zur Abschätzung des Einkommenseffektes durch die Quotenerhöhung kann statt des Quotendeckungsbeitrages ($P^R - C_V$) näherungsweise eine jährliche Rente aus dem durchschnittlichen Quotenpreis im Zeitraum der Quotenerhöhung (2006/07 – 2008/09) bestimmt werden.⁵ Multipliziert mit der Aufstockungsrate (ω) von 1,5 Prozent resultiert ein positiver Einkommenseffekt von 0,09 ct je kg. Dieser wird hier angesichts eines Kompensationsbetrages von 3,55 ct pro kg vernachlässigt. Gleichung (1) kann daher wie folgt umgeformt werden:

$$Z_D - (P^0 - P^R) \stackrel{>}{\underset{<}{=}} 0 \quad (2)$$

$$\frac{Z_D - (P^0 - P^R)}{Z_D} \stackrel{>}{\underset{<}{=}} 0 \quad (3)$$

In Gleichung 3 wird mit der Differenz aus der Milchprämie und dem Preiseffekt der Reform (Kompensationsbedarf) die Abweichung von einer vollständigen Kompensation des Preiseffektes ins Verhältnis zur Milchprämie gesetzt. Der Ausdruck gibt an, in welchem relativen Umfang die Milchprämie von einem vollständigen Ausgleich des Kompensationsbedarfs abweicht. Entsprechend des ermittelten Vorzeichens kann das Ergebnis direkt als Über- oder Unterkompensation interpretiert werden. Es können drei Fälle unterschieden werden: (A) Liegt eine exakte Kompensation der im Zuge der Reform beobachteten Preisdifferenz vor, so ist der ermittelte Wert null. (B/C) Liegt Überkompensation (Unterkompensation) vor, so ist die gezahlte Milchprämie größer (kleiner) als die im Zuge der Reform beobachtete Preisdifferenz. Der ermittelte Wert ist entsprechend positiv (negativ) und gibt an, in welchem relativen Umfang die Milchprämie zu hoch (zu niedrig) für einen genauen Ausgleich der beobachteten Preisdifferenz ausfällt.

⁵ Für Deutschland ergibt sich für diesen Zeitraum ein mittlerer, ungewichteter Gleichgewichtspreis von 39,9 ct je kg Referenzmenge. Bei einem Diskontsatz von 5 Prozent und einer durchschnittlichen Nutzungsdauer von 8 Jahren (2007/08-2014/15) ergeben sich daraus jährliche Quotenkosten von 6,18 ct je kg.

5.3. Die Auswirkungen der Reform von 2003 auf den Milchauszahlungspreis

Um den Einfluss der administrativ beschlossenen Interventionspreissenkungen ($\Delta P^I = P^{I0} - P^{IR}$) auf die Milchauszahlungspreise zu ermitteln, gehen wir von der vereinfachenden Annahme aus, dass die Andienung von Butter und MMP zur Intervention die einzige Verwertung für Rohmilch darstellt. Basierend auf den in Gleichung 4 dargestellten und von der EU verwendeten Koeffizienten und Kosten der Milchverarbeitung lässt sich mit Hilfe der Beziehung aus Gleichung 5 die Veränderung der Milchauszahlungspreise ($\Delta P = P^0 - P^R$) für diesen Fall ableiten.⁶

$$P^R = \frac{P_{\text{Butter}}^{IR} - 25,57 \text{ ct}}{22,649} + \frac{P_{\text{MMP}}^{IR} - 24 \text{ ct}}{11} \quad (4)$$

$$\Delta P = \frac{\Delta P_{\text{Butter}}^I}{22,649} + \frac{\Delta P_{\text{MMP}}^I}{11} \quad (5)$$

Die Kalkulation in Gleichung (5) führt zu dem Ergebnis, dass der Rohstoffwert Intervention (äquivalenter Milchauszahlungspreis) nach dem letzten Reformschritt im Jahr 2008 in einem Umfang von 6 ct pro kg sinken würde. Zu diesen Ergebnis kommen auch BURRELL (2004: 17) und ROSENWIRTH (2004: 4).

Die Auswirkungen der Interventionspreissenkungen auf die Milchauszahlungspreise werden jedoch durch verschiedene weitere Aspekte beeinflusst: (1) Die Anpassung der Exporterstattungen und das Weltmarktpreisniveau, (2) die Außenhandelsposition und (3) das Produktsortiment der Molkereien. Die Zusammenhänge für die Aspekte (1) und (2) werden in Abb. 1 visualisiert. Die Verarbeitung von Milch zu Butter und MMP und deren Andienung zur Intervention (Rohstoffwert Intervention) stellt in der Regel die Verwertung mit der geringsten Profitabilität dar und ist im Normalfall die Untergrenze für den

⁶ Verarbeitungs- und Produktionskosten werden mit 25,57 (24) ct pro kg Butter (MMP) pauschal angesetzt. Gleiches gilt für die technischen Koeffizienten von 22,649 (11) kg Milch je kg Butter (MMP) (vgl. AGRA EUROPE, 2008: 3). Die verwendeten Werte können als Approximation für Durchschnittswerte angesehen werden.

Gleichung (4) ist die Grundlage für alle im Folgenden berechneten Rohstoffwerte. Diese bilden auf Grundlage von Preisen für Butter und MMP Schätzer für die Milchauszahlungspreise.

Milchauszahlungspreis (P^I).⁷ Alternativ können Interventionsprodukte exportiert werden. Der aus dieser Verwertung resultierende Rohstoffwert EU-Export (P^{EX}) hängt von der Höhe der Exporterstattungen und dem Weltmarktpreisniveau bei Butter und MMP ab und liegt in der Regel über dem der Intervention ($P^{EX} > P^I$). Aufgrund der EU-Präferenz liegt das Niveau der Importzölle über dem der Exporterstattungen ($P^{IM} > P^{EX}$).

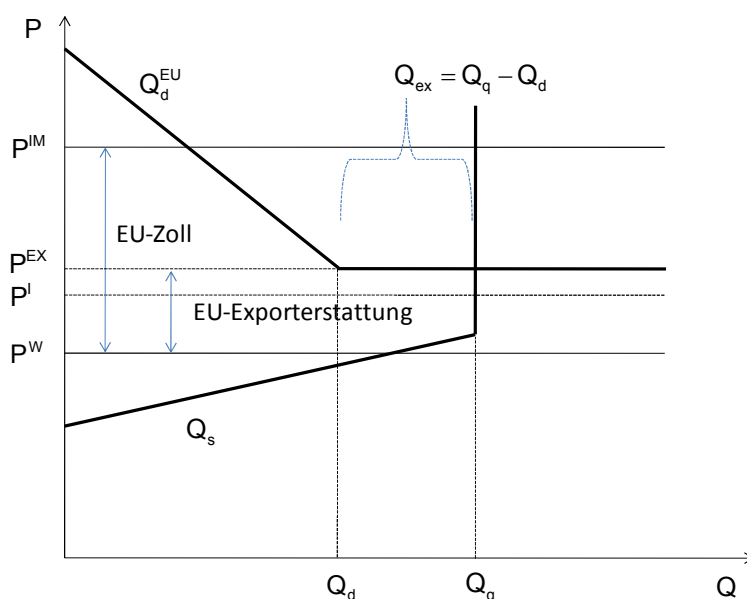
Zusätzlich zur Visualisierung in Abb. 1 lassen sich die Aspekte (1) bis (3), welche die Auswirkungen der Interventionspreissenkungen beeinflussen können, durch folgende Überlegungen weiter verdeutlichen:

- (1) Wenn im Zuge der Reform die Exporterstattungen nicht in absolut gleicher Weise gesenkt werden wie die Interventionspreise, dann fällt auch die Reduktion des Rohstoffwertes EU-Export geringer aus. Dabei ist zu beachten, dass eine absolut gleiche Senkung von P^I und P^{EX} nur möglich ist, wenn in der Ausgangssituation vor der Reform die Weltmarktpreise so niedrig sind, dass die Höhe der Exporterstattungen zumindest dem absoluten Ausmaß der Interventionspreissenkungen entspricht. Andernfalls wäre eine Absenkung des Rohstoffwertes EU-Export ohne eine Einführung einer Exportbesteuerung, die im Rahmen der Reform nicht vorgesehen ist, nicht möglich.
- (2) Wenn durch die Reform die Marktpreise sinken und der Verbrauch in der EU ansteigt und/oder die Produktion sinkt, sodass sich die Außenhandelsposition verändert, dann bestimmt die inländische Nachfrage das Inlandspreisniveau. Auf einzelnen Produktmärkten können in einer solchen Situation die Preise sogar auf das Niveau des Importangebotspreises steigen. Auch in dieser Situation kann die Senkung des inländischen Rohstoffwertes geringer ausfallen als die Rücknahme der Interventionspreise.
- (3) Weiterhin wird der Milchauszahlungspreis durch die Vermarktung des gesamten Produktsortiments bestimmt. Einzelne Verwertungen wie zum Beispiel Trinkmilch werden aufgrund der begrenzten internationalen Handelbarkeit durch die EU-Nachfrage bestimmt, andere Produkte wie das Sortiment an Käse werden sowohl vom Export als auch von der inländischen Nachfrage beeinflusst. Unterschiedlich profitable Verwertungen sollten sich durch Anpassungen in den Produktionsumfängen

⁷ Die EU sieht den Rohstoffwert Intervention als Sicherheitsnetz und damit als Preisuntergrenze an (EU, 2005). Die Interventionsmengen und subventionierten Exporte der EU weisen zwar Obergrenzen auf (EU und WTO), diese haben aber im Beobachtungszeitraum nicht zu einer Unterschreitung der hier ermittelten Preisuntergrenze (P^I) geführt (vgl. Abb. 2).

längerfristig angleichen. Solche Anpassungsvorgänge können erhebliche Investitionen und Zeit erfordern, sodass Unterschiede in der Profitabilität einzelner Produktlinien länger anhalten können. Die Auswirkungen der Reform von 2003 können damit für einzelne Molkereien variieren, was die Auszahlungspreisdifferenzen in Deutschland bestätigen. Auch deshalb kann die Entwicklung der EU-Rohstoffwerte nach der Reform von derjenigen der Interventionspreise abweichen.

Abb. 1: Komparativ statisches Modell für den EU-Milchmarkt



Legende: Q : Rohstoffmenge Milch; Q_q : Milchreferenzmenge; Q_s : EU-Angebotsfunktion; Q_d : EU-Nachfrage; P : Rohstoffwert; P^W : Rohstoffwert Weltmarkt; P^{IM} : Rohstoffwert EU-Import = P^W + EU-Zoll; P^I : Rohstoffwert Intervention; P^{EX} : Rohstoffwert EU-Export = P^W + EU-Exporterstattungen.

Quelle: Eigene Darstellung.

Literaturüberblick zu den Reformwirkungen

In verschiedenen Studien wurden die Auswirkungen von Interventionspreissenkungen auf die Milchauszahlungspreise nach der Reform (P^R) untersucht. Der Fokus der Arbeiten liegt auf den Beschlüssen der Agenda 2000. Diese bilden die Grundlage für die Reform von 2003 und unterscheiden sich im Wesentlichen im Umfang der beschlossenen Preissenkungen. Die Referenzsituationen ohne Reform sind für die Agenda 2000 und die Reform von 2003

identisch, da keine Umsetzung der Agenda 2000 stattgefunden hat.⁸ SALOMON (1998) ermittelt eine Absenkung der Milchauszahlungspreise von 2,1 (2,8)⁹ ct pro kg. Aufgrund der reduzierten Preisstützung und der eingeschränkten Exportmöglichkeiten sinken die Preise für Butter und MMP deutlich. Diese Entwicklung kann jedoch durch die Verwertung in anderen Produktlinien wie Frischmilch und Käse zum Teil aufgefangen werden. BOUAMRA-MECHEMACHE et al. (1999) kommen insbesondere aufgrund der durch die GATT-Regelungen eingeschränkten Exportmöglichkeiten und der vorgesehenen Quotenerhöhung zu einem Rückgang der Milchauszahlungspreise um etwa 3,5 (4,7) ct pro kg. Zu ähnlichen Ergebnissen kommen GUYOMARD et al. (2002), BENJAMIN et al. (1999) sowie FULLER et al. (1999). Die ermittelten Preisreduktionen von 2,8 bzw. 4,7 ct pro kg liegen deutlich unter den 6 ct pro kg, die auf Basis der Verwertung zu Interventionspreisen ermittelt wurden.

5.4. Die Kompensation auf Basis einfacher Preisvergleiche

Im Gegensatz zu den bisherigen Überlegungen besteht bei der empirischen Analyse die Aufgabe darin, die Preisentwicklung ohne die Umsetzung der Reform (P^0) zu schätzen. Diese wird dann der tatsächlich beobachteten Preisentwicklung (P^R) in den Jahren 2004 bis 2008 gegenübergestellt, um den Umfang der Kompensation gemäß Gleichung (3) zu ermitteln.

Naheliegende Schätzer für P^0 sind die Preise vor der Reform, auf deren Basis einfache Vergleiche mit den Preisen nach der Reform durchgeführt werden können. Bei einer Betrachtung der Interventionsprodukte wäre dies also der aus den Interventionspreisen für Butter und MMP bestimmte Rohstoffwert Intervention vor und nach Umsetzung der Reform. In den vorangehenden, theoretischen Überlegungen auf Basis der Interventionspreissenkungen wurde gezeigt, dass die Interventionspreise nicht notwendigerweise die Entwicklung der Milchauszahlungspreise widerspiegeln. Alternative Preisvergleiche können u.a. auf Basis des aus Marktpreisen für Butter und MMP bestimmten Rohstoffwertes am EU-Markt, des tatsächlichen durchschnittlichen Milchauszahlungspreises in Deutschland oder des Konsummilchpreises durchgeführt werden (vgl. Tab. 1). Dabei werden für die Preise ohne Reform (P^0) ungewichtete

⁸ In der Agenda 2000 waren Reduktionen des Richtpreises um 17 Prozent und der Interventionspreise für Butter und MMP um jeweils 15 Prozent ab 2005 vorgesehen. Zusätzlich sollte die Quote um 2 Prozent angehoben werden.

⁹ Aufgrund der höheren Preissenkungen in der Reform von 2003 gegenüber der Agenda 2000 wird eine einfache Korrektur der Ergebnisse vorgenommen, die sich am Rohstoffwert Intervention orientiert. Die entsprechenden Werte sind in Klammern dargestellt.

Mittelwerte für den Zeitraum Januar 1995 bis Juni 2004 verwendet und mit der durchschnittlichen Preisentwicklung (P^R) in den Jahren nach der Reform verglichen.

Auf Basis der Interventionspreise zeigt sich eine deutliche Unterkompensation durch die Milchprämie, die für eine vollständige Kompensation im Mittel des beobachteten Zeitraumes um 74 Prozent zu gering ausfällt. Betrachtet man zum Vergleich die Ergebnisse der vorgestellten Studien vor dem Hintergrund des Kompensationsgrades, so kommt man zu einem anderen Ergebnis. Die ermittelten Kompensationsgrade fallen deutlich höher aus und die ermittelten Unter- bzw. Überkompensationen liegen zwischen - 43 und 14 Prozent.

Betrachtet man die alternativen Preisvergleiche, so ergibt sich ebenfalls ein verändertes Bild. Die Preisreduktionen ($P^0 - P^R$) fallen nur in den Jahren 2004/05 und 2005/06 größer aus als die Milchprämie. In den beiden Folgejahren kehrt sich das Bild um und die Milchprämie fällt deutlich höher aus als die beobachteten Preisdifferenzen. Im letzten Beobachtungsjahr 2007/08 werden sogar deutliche Preisanstiege von bis zum Dreifachen der Milchprämie beobachtet. Für diese Beobachtungen lässt sich folglich eine erhebliche Überkompensation feststellen, die der gezahlten Milchprämie die Grundlage entzieht. Im Mittel besteht auf Basis dieser Preisvergleiche (neben dem Rohstoffwert Intervention) für den gesamten Beobachtungszeitraum keine Grundlage für einen Transfer in Form der Milchprämie.

Tab. 1: Umfang der Kompensation auf Basis von Preisvergleichen

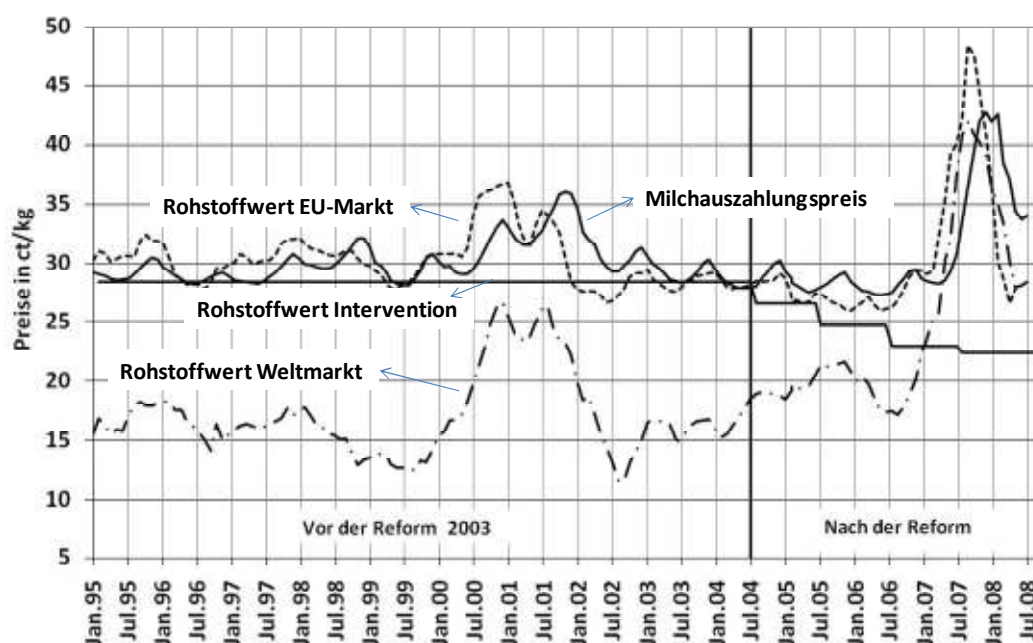
		2004-05	2005-06	2006-07	2007-08	2004-08
Milchprämie	Z_D	1,09 ct/kg	2,18 ct/kg	3,27 ct/kg	3,27 ct/kg	2,45 ct/kg
Rohstoffwert Intervention	$P^0 - P^R$	1,85 ct/kg	3,69 ct/kg	5,53 ct/kg	6,05 ct/kg	4,28 ct/kg
	$(Z_D - (P^0 - P^R))/Z_D$	-70 %	-69 %	-69 %	-85 %	-74 %
Rohstoffwert EU-Markt	$P^0 - P^R$	2,47 ct/kg	3,76 ct/kg	-0,89 ct/kg	-5,63 ct/kg	-0,07 ct/kg
	$(Z_D - (P^0 - P^R))/Z_D$	-127 %	-72 %	127 %	272 %	103 %
Milchzahlungspreis	$P^0 - P^R$	1,42 ct/kg	2,00 ct/kg	1,25 ct/kg	-8,04 ct/kg	-0,84 ct/kg
	$(Z_D - (P^0 - P^R))/Z_D$	-31 %	8 %	62 %	345 %	134 %
Konsummilch	$P^0 - P^R$	1,38 ct/kg	2,45 ct/kg	1,22 ct/kg	-9,52 ct/kg	-1,12 ct/kg
	$(Z_D - (P^0 - P^R))/Z_D$	-27 %	-12 %	63 %	391 %	146 %

Quelle: Eigene Berechnungen nach BMELV, versch. Jgg., ZMP, versch. Jgg. und AGRA EUROPE, 2008.

In Abb. 2 ist die Entwicklung der verschiedenen Referenzpreise dargestellt. Die Interventionspreise zeigen - wie erwartet - vor der Reform ein konstantes Preisniveau (unveränderte Preisstützung auf Basis Intervention) und bilden die Preisuntergrenze bei der Verwertung von Milch. Der Rohstoffwert EU-Markt spiegelt die Entwicklung der tatsächlichen Milchzahlungspreise relativ genau wider. Beide Preise weisen auch vor der

Reform deutliche Veränderungen auf, die wie der deutliche Preisanstieg in der zweiten Hälfte des Beobachtungszeitraumes nach der Reform von 2003 durch einen Anstieg der Weltmarktpreise und/oder die Anpassung der Exporterstattungen induziert sind.¹⁰ Offenbar wurden Weltmarktpreisänderungen nicht durch eine Anpassung der Exporterstattungen ausgeglichen, sodass sich trotz konstantem Interventionspreisniveau kein (annähernd) konstanter Inlandspreis für die Interventionsprodukte einstellt. Diese Preiseinflüsse sind nicht reformbedingt, da sie exogen durch Weltmarktpreisänderungen hervorgerufen werden.¹¹

Abb. 2: Milchauszahlungspreise und Rohstoffwerte



Quelle: Eigene Berechnung nach AGRA EUROPE, 2008; BMELV, versch. Jgg. und ZMP, versch. Jgg.

¹⁰ Auswirkungen des Weltmarktpreises auf den Inlandsmarkt sind bei aktiver Preisstützung nur möglich, wenn Weltmarktpreisänderungen nicht durch eine Anpassung der Exporterstattungen ausgeglichen werden oder der Weltmarktpreis oberhalb des Preisstützungsniveaus liegt.

¹¹ Wenn sich der Außenhandel der EU mit Milchprodukten im Zuge der Reform nicht wesentlich verändert, ist der Einfluss von Weltmarktpreisänderungen grundsätzlich nicht reformbedingt. Durch die Quotenerhöhung im Rahmen der Reform und eine mögliche Senkung des EU-Milchpreisniveaus könnte es theoretisch zu einer Veränderung der Außenhandelsmengen kommen. Im Betrachtungszeitraum von 1995 bis 2007 lassen sich jedoch keine Änderungen der EU-Exportmengen bei Milch feststellen (EUROSTAT, 2008).

5.5. Die Kompensation auf Basis der Schätzung eines Fehlerkorrekturmodells

Der aus den einfachen Preisvergleichen geschätzte Referenzpreis (P^0) kann auf Basis dieser Überlegungen nur eingeschränkt verwendet werden, da sich im Zuge der Reformen das Weltmarktpreisniveau signifikant geändert hat. In den einfachen Preisvergleichen können reformbedingte Preisrückgänge durch positive Weltmarktpreisentwicklungen überlagert werden. Dies gilt insbesondere für das Jahr 2007/08, in dem die Weltmarktpreise deutlich über das Stützungspreisniveau vor der Reform ansteigen. Dieser Effekt ist nicht reformbedingt und muss in der empirischen Analyse bei der Schätzung der Preise ohne Umsetzung der Reform (P^0) berücksichtigt werden, da auch für die Referenzsituation ohne Reform ein Einfluss der Weltmarktpreise zu erwarten ist. Zu diesem Zweck wird von einer Fortführung der Preisstützung vor der Reform für die Produkte Butter und MMP ausgegangen und auf deren Grundlage die Preisentwicklung ohne Reform (P^0) geschätzt.

Aufgrund der EU-Außenhandelsposition auf den Milchmärkten bestimmen die Exportpreise die Inlandspreise. In einem ersten Schritt wird diese Hypothese empirisch geprüft. Die Exportpreise setzen sich aus Weltmarktpreisen und EU-Exporterstattungen zusammen. Um die Preisveränderung ohne Reform zu schätzen, muss in einem zweiten Schritt die Interaktion zwischen EU-Exporterstattungen und Weltmarktpreisen in einem Referenzzeitraum vor der Reform bestimmt werden. In einem dritten Schritt wird auf Basis dieser Beziehung unter Verwendung der beobachteten Weltmarktpreise nach der Reform die Entwicklung der Exportpreise ohne Reform bestimmt. Abschließend wird der Grad der Kompensation bestimmt.

Für diese Untersuchung werden monatliche Preisnotierungen in ct pro kg für den Zeitraum Januar 1995 bis Juni 2008 ($n = 162$; $n_1 = 114$ vor der Reform und $n_2 = 48$ nach der Reform) für den Butter- und den MMP-Markt verwendet. Die Inlandspreise für Butter sind Großhandelspreise einschließlich Verpackung (Notierung Hannover/Köln). Für MMP handelt es sich um den Preis loser Sprühdose ab Werk (BMELV, versch. Jgg.). Die Exporterstattungssätze entsprechen den mindestens alle vier Wochen durch die Europäische Kommission festgesetzten Werten (ZMP, versch. Jgg.). Die Höchstbeträge des Ausschreibungsverfahrens entsprechen dabei im Mittel der festen Ausschreibung.¹² Die

¹² Ausfuhrlicenzen haben eine mehrmonatige Gültigkeit. Ausfuhrlicenzen für Butter gelten bis zum Ende des vierten Monats nach Erteilung, bei MMP bis zum sechsten Monat (ABL EG, 1999a). Die mögliche Interaktion mit künftigen Preisen wird jedoch hier nicht modelliert.

Weltmarktpreise gelten „free on board“ für Ozeanien (FAO, 2008; USDA, 2008), von wo das größte Exportangebot für Butter und MMP auf dem Weltmarkt stammt (ZMP, 2007).

Die Bedeutung der Exportpreise für die Inlandspreisentwicklung

Mithilfe eines vektorautoregressiven Fehlerkorrekturmodells (VFKM) wird geprüft, inwieweit die Exportpreise für Butter und MMP einen hinreichend guten Indikator für die Inlandspreise im Referenzzeitraum vor der Reform (Januar 1995 bis Juni 2004) darstellen. Das VFKM lässt sich direkt aus einem allgemeinen Lagmodell ableiten, in dem neben den endogenen und exogenen Preisen in Periode t auch die Preise in den Vorperioden berücksichtigt werden. Die Bestimmung der Laglänge kann empirisch auf Basis verschiedener Kriterien erfolgen, die sich an den Eigenschaften und dem Ausmaß des Störterms orientieren. Durch die Dynamik des Modells können verzögerte Anpassungen abgebildet und die Präzision der Schätzer gerade in kleinen Stichproben verbessert werden. Außerdem stellt das VFKM eine durch die Bildung der ersten Differenzen stationaritätserzeugende Transformation für integrierte Prozesse erster Ordnung dar. Das hat insbesondere bei der Verwendung von ökonomischen Preisreihen eine große Bedeutung, da für diese die sogenannte „Random Walk“-Hypothese sehr häufig nicht abgelehnt werden kann. „Random Walk“ oder ähnlich hoch autoregressive Prozesse weisen das Problem der Scheinkorrelation auf, dem durch die Prüfung der Kointegrationseigenschaft begegnet werden kann. VFKM bieten zudem eine direkte und damit einfache Interpretation der Schätzer in Bezug auf die ökonomisch relevanten Parameter des langfristigen linearen Preisgleichgewichts (Konstante und Steigung) sowie die Geschwindigkeit des Abbaus von Ungleichgewichten.¹³

¹³ Zur Einführung in die Theorie und Schätzung von VFKM vgl. VERBEEK (2005, Kapitel 9).

Tab. 2: Stationaritätstest für alle verwendeten Zeitreihen (1995 – 2004)

N=114		KPSS	S&P	ADF	ADF
	d-Lag CV	2 0,74/0,46	2 -3,56/-3,02	2 -3,49/-2,89	5 -3,49/-2,89
Erstattung	Butter	0,16	-1,60	-2,06	-2,76
	MMP	0,59*	-1,78	-2,18	-2,13
Exportpreis	Butter	0,80**	-2,34	-2,54	-2,16
	MMP	0,38	-1,90	-1,91	-2,14
Inlandspreis	Butter	1,46**	-2,57	-2,67	-1,72
	MMP	0,31	-2,14	-2,09	-2,13
Weltmarktpreis	Butter	0,51*	-2,01	-2,95*	-2,51
	MMP	0,53*	-1,59	-2,14	-2,16

Legende: **ADF:** Augmented Dickey-Fuller Test; **S&P:** Schmidt-Phillips Z(tau) statistic (SCHMIDT und PHILLIPS, 1992); **KPSS:** KWIATKOWSKI et al., 1992; **CV:** Critical value: 1%, 5%; **d-Lag:** Number of difference lags.

Quelle: Daten: ZMP und BMELV, versch. Jgg.; Eigene Berechnungen mit Oxmetrix 5.0 (Doornik, 2004-06) und JMulti 4.6 (Krätzig, 2000-2007).

Alle in den nachfolgenden Betrachtungen verwendeten Daten werden zunächst auf Stationarität geprüft (Tab. 2). Dazu werden die Tests von DICKEY UND FULLER (ADF); SCHMIDT UND PHILLIPS (1992, S&P) sowie von KWIATKOWSKI et al. (1992, KPSS) angewendet. Die Ergebnisse in Tab. 2 zeigen keine Ablehnung der Nullhypothese (Nicht-Stationarität) für alle konventionellen Tests (ADF und S&P). Die einzige Ausnahme ist der ADF-Test mit zwei Differenzenlags im Fall des Weltmarktpreises von Butter. In Übereinstimmung mit diesen Ergebnissen wird in fünf von acht Fällen die Nullhypothese (Stationarität) beim KPSS-Test abgelehnt. Die Ergebnisse für die ersten Differenzen ergaben für alle Zeitreihen Stationarität. Folglich ist die Hypothese integrierter Prozesse erster Ordnung nicht abzulehnen und ein VFKM stellt bei Kointegration der jeweiligen Prozesse einen geeigneten Analyserahmen dar.

Tab. 3: VFKM für die Export- und Inlandspreise bei Butter und MMP (1995-2004)

1995-2004	Butter		MMP	
	Koeffizient	t-Wert() p-Wert[]	Koeffizient	t-Wert() p-Wert[]
γ	-0,112**	(-3,664)	-0,366**	(-4,684)
β_0	-0,277	(-1,205)	0,100	(0,593)
β_1	1,096**	(6,445)	0,980**	(21,318)
ϕ_1	0,639**	(9,310)	0,614**	(6,629)
ϕ_2	-0,019	(-0,314)	-0,187	(-1,887)
Autokorrelation	6,503	[0,369]	11,363	[0,078]
ARCH-LM	1,584	[0,663]	0,567	[0,903]
R^2	0,483	[0,000]	0,375	[0,000]

Anmerkungen: Beide Schätzungen basieren auf folgendem VFKM, das nach dem JOHANSEN (1988) mit Inlandspreis (P^{In}) und Exportpreis (P^{Ex}) geschätzt wird:

$$dp_t^{In} = \gamma(p_{t-1}^{In} - \beta_0 - \beta_1 p_{t-1}^{Ex}) + \phi_1 dp_{t-1}^{In} + \phi_2 dp_{t-1}^{Ex} + u_t$$

Zur Prüfung von Autokorrelation wird ein Portmanteau-Test auf einen AR(3) durchgeführt.

Quelle: Eigene Berechnungen mit JMulti 4 (Krätzig, 2000-2007).

Die Eigenschaft der Kointegration wird separat geprüft, auch wenn mithilfe der t-Werte für die Fehlerkorrekturterme die Eigenschaft näherungsweise anhand der t-Verteilung geprüft werden kann (KREMER, ERICSSON und DOLADO, 1992; HANSEN, 1993 sowie BANERJEE, DOLADO und MESTRE, 1992). Die Tests von JOHANSEN (1988) sowie von SAIKKONEN UND LÜTKEPOHL (2000) wurden angewendet und bestätigen für alle im Folgenden geschätzten Beziehungen die Eigenschaft der Kointegration.¹⁴ Die dynamische Struktur wird mithilfe verschiedener Informationskriterien (AKAIKE und SCHWARTZ) bestimmt, die optimale Lag-Ordnung ist zwei. In Tabelle 3 sind die Ergebnisse der Schätzungen für Butter und MMP dargestellt, wobei nur die Gleichungen mit dem Inlandspreis als endogener Variable aufgeführt sind. Nur im Fall von Butter liegt schwache Exogenität vor, sodass der Anpassungsparameter hier eindeutig interpretiert werden kann. Die t-Werte für den Anpassungsparameter (γ) bestätigen die Eigenschaft der Kointegration.

¹⁴ Die detaillierten Ergebnisse werden auf Anfrage von den Autoren zur Verfügung gestellt.

In beiden Fällen lassen sich die Inlandspreise relativ gut durch die Exportpreise abbilden. Die Langfristbeziehungen weisen Steigungsparameter (β_1) auf, die nicht statistisch signifikant different von eins sind.¹⁵ Im Mittel wirkt sich eine Änderung des Exportpreises um eine Einheit in gleichem Umfang auf den Inlandspreis aus, sodass die Exportpreise die Inlandspreise zumindest in der Langfristbeziehung bestimmen. Abweichungen von diesem langfristigen Gleichgewicht werden allerdings nur relativ langsam in Höhe (γ) von 11 bzw. 37 Prozent pro Periode abgebaut. In den nachfolgenden Betrachtungen kann somit auf den Exportpreis für Butter und MMP fokussiert werden, der längerfristig die Entwicklung der Inlandspreise eins zu eins widerspiegelt. In Abb. 2 wird grafisch verdeutlicht, dass der aus den Inlandspreisen für Butter und MMP ermittelte Rohstoffwert EU-Markt die Entwicklung des tatsächlichen Milchauszahlungspreises relativ genau abbildet.

Die Beziehung zwischen Weltmarktpreisen und Exporterstattungen vor der Reform

Im zweiten Schritt wird die hypothetische Entwicklung der Exportpreise in Abhängigkeit der Weltmarktpreisentwicklung nach der Reform von 2003 geschätzt. Dazu wird die Beziehung zwischen Exporterstattungen und Weltmarktpreisen in dem Referenzzeitraum ohne Reform bestimmt und im Anschluss zur Prognose der Erstattungssätze unter unveränderter Politik für den Zeitraum nach Umsetzung der Reform genutzt. Aus diesen lässt sich gemeinsam mit den Weltmarktpreisen nach der Reform die hypothetische Exportpreisentwicklung für die Produkte Butter und MMP im Zeitraum 2004 bis 2008 ableiten. Die Schätzungen der VFKM für Butter- und MMP sind in Tab. 4 dargestellt.

Das langfristige Gleichgewicht weist für beide Märkte einen Steigungsparameter (β_1) von etwa 0,5 auf, sodass im langfristigen Gleichgewicht ca. die Hälfte einer Änderung des Weltmarktpreises durch eine Anpassung der Exporterstattungen aufgefangen wird.¹⁶ Mit anderen Worten: Steigt der Weltmarktpreis um eine Einheit, so sinken die Erstattungen für Butter und MMP um 0,5 Einheiten und in der Folge steigen die Exportpreise um 0,5 Einheiten. Auch hier verlaufen die Anpassungen an das langfristige Gleichgewicht vergleichsweise langsam. Ungleichgewichte werden nur zu 10 bzw. 21 Prozent pro Periode korrigiert.

¹⁵ Der Wald-Test für die Prüfung der linearen Restriktion ($\beta_1=1$) ergibt bei Butter ein Signifikanzniveau von 0,57 und bei MMP von 0,77, sodass die Restriktion nicht abgelehnt werden kann. Die Berechnungen erfolgten mit JMulti 4 (KRÄTZIG, 2000-2007).

¹⁶ Beide Parameter weichen signifikant von minus eins ab ($H_0: \beta=-1$).

Tab. 4: VFKM für Exporterstattungen und Weltmarktpreise bei Butter und MMP

1995-2004	Butter		MMP	
	Koeffizient	t-Wert() p-Wert[]	Koeffizient	t-Wert() p-Wert[]
γ	-0,107**	(-3,041)	-0,209**	(-4,664)
β_0	-2,214**	(3,033)	1,449**	(17,44)
β_1	-0,521**	(3,281)	-0,548**	(10,807)
ϕ_1	0,254**	(3,280)	0,454**	(5,162)
ϕ_2	-0,056	(-1,218)	-0,008	(-0,095)
Autokorrelation	2,117	[0,908]	11,284	[0,080]
ARCH-LM	2,873	[0,412]	0,469	[0,926]
R ²	0,24	[0,000]	0,45	[0,000]

Anmerkungen: Beide Schätzungen basieren auf einem VFKM, das nach JOHANSEN (1988) mit Exporterstattungssatz (e^{Ex}) und Weltmarktpreis (P^W) geschätzt wird:

$$de_t^{Ex} = \gamma(e_{t-1}^{Ex} - \beta_0 - \beta_1 p_{t-1}^W) + \phi_1 de_{t-1}^{Ex} + \phi_2 dp_{t-1}^W + u_t$$

Zur Prüfung von Autokorrelation wird ein Portmanteau-Test auf einen AR(3) durchgeführt.

Quelle: Eigene Berechnungen mit JMulti 4 (Krätzig, 2000-2007).

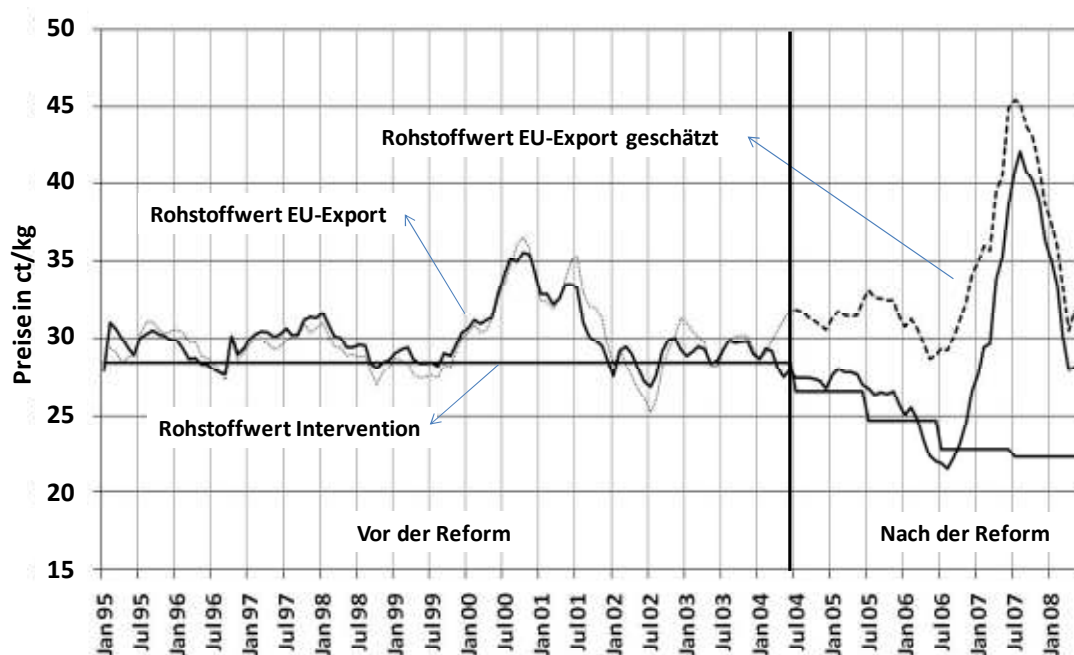
Schätzung des Rohstoffwertes EU-Export und des Kompensationsgrades

Mit Hilfe dieser Ergebnisse lässt sich auf die Höhe der Exporterstattungen unter Fortführung der Marktpolitik vor der Reform für den Zeitraum nach deren Umsetzung schließen. Die Prognose der Exporterstattungen erfolgt auf Basis der tatsächlich beobachteten Weltmarktpreise ab Juli 2004. Die geschätzten Erstattungen werden zu den Weltmarktpreisen addiert und aus beiden wird ein Rohstoffwert EU-Export berechnet (Abb. 3). Bei der Bestimmung der geschätzten Exporterstattungen werden zwei Korrekturen vorgenommen:

(1) Bei Butter steigt der Weltmarktpreis im letzten Beobachtungsabschnitt (2007/2008) stark an, dennoch ergibt die Schätzung deutlich positive Exporterstattungen. Es ergeben sich damit subventionierte Exportpreise, die deutlich oberhalb des maximalen Butterexportpreises vor der Reform liegen. Die geschätzten Exportpreise für 2007 bis 2008 liegen in einem Bereich von ca. 360 bis 440 ct pro kg, der maximale Exportpreis vor der Reform liegt bei 330 ct pro kg. Der Interventionspreis liegt bis Juli 2004 bei 296 ct pro kg. Die Exporterstattungen werden in diesem Zeitraum - soweit möglich - angepasst, sodass das subventionierte Exportpreisniveau das maximale Niveau vor der Reform nicht überschreitet. Damit wird die vor der Reform beobachtete Exportpreisgrenze eingehalten.

(2) Aufgrund hoher Weltmarktpreise sind bei MMP die geschätzten Erstattungen im Zeitraum von 2006 bis 2008 zum Teil negativ. Da vor der Reform keine Exportsteuern erhoben wurden, werden die negativen Exporterstattungen auf null gesetzt.

Abb. 3: Tatsächliche und geschätzte Rohstoffwerte EU-Export



Quelle: Eigene Berechnungen nach ZMP, versch. Jgg. und FAO, 2008.

Abb. 3 zeigt die tatsächlichen und geschätzten Rohstoffwerte EU-Export und deren Differenz nach der Reform von 2003. Zur Bestimmung des Kompensationsumfanges werden diese der gezahlten Milchprämie gegenübergestellt, die Ergebnisse sind in Tab. 5 aufgeführt. Für den gesamten Beobachtungszeitraum ergibt sich trotz der hohen Weltmarktpreise, wie sie in den Jahren 2007/08 beobachtet wurden, im Mittel eine Differenz für die Rohstoffwerte EU-Export ($P^0 - P^R$) von etwa 5 ct pro kg. Die Preisdifferenz nimmt dabei über die Zeit ab, was auch für die obigen Preisvergleiche in der Tendenz gilt.

Tab. 5: Umfang der Kompensation auf Basis von Rohstoffwerten EU-Export

		2004-05	2005-06	2006-07	2007-08	2004-08
Milchprämie	Z_D	1,09 ct/kg	2,18 ct/kg	3,27 ct/kg	3,27 ct/kg	2,45 ct/kg
Rohstoffwert EU-Export	$P^0 \cdot P^R$	3,96 ct/kg	6,06 ct/kg	6,80 ct/kg	3,09 ct/kg	4,98 ct/kg
	$(Z_D - (P^0 \cdot P^R)) / Z_D$	-264 %	-178 %	-108 %	6 %	-103 %

Quelle: Eigene Berechnungen nach AGRA EUROPE, 2008.

Für eine vollständige Kompensation müsste die Milchprämie im Mittel nahezu doppelt so hoch ausfallen, sodass sich bei Berücksichtigung von Weltmarktpreisänderungen keine Überkompensation feststellen lässt. Der Rohstoffwert EU-Export spiegelt zumindest längerfristig den Rohstoffwert EU-Markt wider, zusätzlich bildet letzterer die Entwicklung der Milchauszahlungspreise, wie bereits in Abb. 2 gezeigt, ziemlich genau ab. Daher bestätigen sich die Befürchtungen der Landwirte, Verlierer dieser Reform zu sein, da die Milchprämie für eine vollständige Kompensation bislang zu gering ausgefallen ist.

5.6. Schlussbetrachtung

Mit der Reform von 2003 wurde für den europäischen Milchmarkt eine deutliche Reduktion der Preisstützung beschlossen. Zur Kompensation der damit verbundenen Einkommenswirkungen erfolgte die Zahlung einer Milchprämie. Auch wenn die administrative Umsetzung einer geringeren Preisstützung und die Höhe der zum Ausgleich gezahlten Milchprämie klar definiert sind, so ist kein quantifizierbares politisches Ziel für den Umfang der Einkommenskompensation bei den Milcherzeugern bekannt. In diesem Beitrag wurde auf Basis empirischer Ansätze untersucht, in welchem Umfang die gezahlte Milchprämie den Rückgang der Milchauszahlungspreise kompensiert hat.

Erste einfache Preisvergleiche und die Ergebnisse verschiedener Studien zeigen dabei kein eindeutiges Bild. Verwendet man die Interventionspreise als Referenz, auch wenn diese nur die Untergrenze einer möglichen Preisentwicklung darstellen, so ergibt sich eine Unterkompensation. Für eine vollständige Kompensation müsste die Milchprämie im Mittel um 74 Prozent höher ausfallen. Alternative Preisvergleiche unter Verwendung z. B. des tatsächlichen Milchauszahlungspreises in Deutschland ergeben ein gegenteiliges Resultat. Demnach werden keine Preisrückgänge, sondern sogar Anstiege der Preise nach der Reform festgestellt. Für die Zahlung der Milchprämie existiert daher keine Grundlage und sie führt vollständig zu einer Überkompensation.

Nicht reformbedingte Weltmarktpreisänderungen können die Ergebnisse einfacher Preisvergleiche erheblich verzerren. Dies gilt für den Fall stark steigender Weltmarktpreise, wie in den Jahren 2007/2008 zu beobachten ist. Zur Berücksichtigung von Weltmarktpreisänderungen und den Anpassungen der EU-Exporterstattungen wurde ein zeitreihenanalytischer Ansatz verwendet. Mit dessen Hilfe wurde ein Rohstoffwert EU-Export als Indikator für den Milchauszahlungspreis in der EU bei Fortführung der Marktpolitik vor der Reform von 2003 geschätzt. Der Vergleich mit dem tatsächlichen Rohstoffwert EU-Export spiegelt die reformbedingten Preiswirkungen wider. Die auf dieser Grundlage ermittelte positive Preisdifferenz für den Reformzeitraum von 2004 bis 2008 ist im Mittel etwa doppelt so hoch wie die gezahlte Milchprämie. Die Wirkungen der Reform auf den Milchauszahlungspreis werden demnach nicht annähernd kompensiert, womit die Reform insgesamt zu Einkommensverlusten auf Seiten der Landwirte geführt hat. Dieses Ergebnis gilt aber wie erwähnt nur im Mittel. Die Abnahme der Unterkompensation im Zeitraum nach der Reform deutet darauf hin, dass bei anhaltend hohen Weltmarktpreisen mittelfristig keine oder zumindest nur eine geringere Kompensation für einen vollständigen Ausgleich der Preisdifferenz erforderlich wäre.

Die Zahlung einer fixen Milchprämie kann bei schwankenden Weltmarktpreisen und einer Fortführung der EU-Erstattungspolitik kein fixes Kompensationsziel haben. Aufgrund unterschiedlich profitabler Verwertungen von Milch ist zusätzlich zu erwarten, dass die tatsächlich erreichte Kompensation bei den Landwirten auch vom Produktsortiment der Molkereien bestimmt wird. Damit führt die von der EU gewählte, pragmatische Durchführung in der Praxis zu relativ willkürlichen und im Zeitablauf stark schwankenden Umfängen der Kompensation, die im Ergebnis nicht zwangsläufig dem Ausgleich von reformbedingten Einkommensrückgängen dienen.

5.7. Literatur

- ABl. EG (1999a): Verordnung mit besonderer Durchführungsvorschrift zur Verordnung (EWG) Nr. 804/68 des Rates im Hinblick auf die Ausfuhrlicenzen und die Ausfuhrerstattungen im Sektor Milch und Milcherzeugnisse. Verordnung (EG) Nr. 174/1999. In: ABl. L 20.
- ABl. EG (1999b): Verordnung über die gemeinsame Marktorganisation für Milch und Milcherzeugnisse. Verordnung (EG) Nr. 1255/1999. In: ABl. L 160.
- ABl. EU (AMTSBLATT DER EUROPÄISCHEN UNION) (2003): Verordnung mit gemeinsamen Regeln für Direktzahlungen im Rahmen der Gemeinsamen Agrarpolitik und mit bestimmten Stützungsregelungen für Inhaber landwirtschaftlicher Betriebe [...]. Verordnung (EG) Nr. 1782/2003. In: ABl. L 270.
- AGRA EUROPE (2008): CAP MONITOR: A Continuously Up-dated Information Service on the Common Agricultural Policy of the European Union. Tunbridge Wells, Kent: Agra Europe.
- BANERJEE, A.; DOLADO, J. und MESTRE, R. (1992): Error-Correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-Equation Framework. *Journal of Time Series Analysis* 19 (3): 267-283.
- BENJAMIN, C.; GOHIN, A. und GUYOMARD, H. (1999): The Future of European Union Dairy Policy. In: *Canadian Journal of Agricultural Economics* 47: 91-101.
- BMELV (BUNDESMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG LANDWIRTSCHAFT UND VERBRAUCHERSCHUTZ) (Ed) (verschiedene Jahrgänge): Statistischer Monatsbericht. Berlin.
- BMVEL (BUNDESMINISTERIUM FÜR VERBRAUCHERSCHUTZ ERNÄHRUNG UND LANDWIRTSCHAFT) (Ed) (2005): Meilensteine der Agrarpolitik. Berlin.
- BOUAMRA-MECHEMACHE, Z. und RÉQUILLART, V. (1999): Policy Reform in the European Union Dairy Sector: Effects on Markets and Welfare. In: *Canadian Journal of Agricultural Economics* 47: 105-114.
- BURRELL, A. (2004): The 2003 CAP Reform – Implications for the EU Dairy Sector. In: *Outlook on Agriculture* 33: 15-25.
- DOORNIK J.A., (2004-06): OxMetrics5. Nuffield College, Oxford.
- DICKEY, D. A. UND FULLER, W. A. (1979): Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. In: *Journal of the American Statistical Association* 74(366): 427-431.

- EUROPÄISCHE UNION (2005): Der Milchsektor. In: Die GAP-Reform 2003 - Informationsblatt.
- EUROSTAT (2008): Außenhandelsdatenbank (ComExt). <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/>; Zugriff: Oktober 2008.
- FAO (FOOD AND AGRICULTURAL ORGANISATION) (verschiedene Jahrgänge): International Commodity Prices. FAO-STAT. <http://www.fao.org/es/>; Zugriff: 23.07.2008.
- FULLER, F.; BEGHIN, J.; MOHANTY, S.; FABIOSA, J.; FANG, C. und KAUS, P. (1999): The Impact of the Berlin Accord and European Enlargement on Dairy Markets. In: Canadian Journal of Agricultural Economics 47: 117-130.
- FRASER, R. (2003): An Evaluation of the Compensation Required by European Union Cereal Growers to Accept the Removal of Price Support. In: Journal of Agricultural Economics 54 (3): 431-445.
- GUYOMARD, H.; HERRARD, N.; REQUILLART, V.; BOUAMRA-MECHEMACHE, Z.; COUTURE, S.; DARTIGUES, K.; BURRELL, A. und JONGENEEL, R. (2002): Study on the impact of future options for the Milk Quota system and the common market organisation for milk and milk products. Am: Institut National de la Recherche Agronomique (INRA) & University of Wageningen.
- HANSEN, G. (1993): Quantitative Wirtschaftsforschung. Vahlen, München.
- JOHANSEN, S. (1988): Statistical analysis of cointegration vectors. In: Journal of Economic Dynamics and Control 12: 231-254.
- KRÄTZIG, M. (2000-2007): JMulti Version 4, Analyzing Multiple Time Series.
- KREMER, J.; ERICSSON, N. und DOLADO, J. (1992): The Power of Cointegration Tests. In: Oxford Bulletin of Economics and Statistics 54: 325-348.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P. und SHIN, Y. (1992): Testing the Null of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How sure are we that the Economic Time Series have a Unit Root? In: Journal of Econometrics 54: 159-178.
- ROSENWIRTH, C. (2004): Perspektiven des Milchviehunternehmers nach der GAP-Reform in Österreich. Ländlicher Raum 3/2004. www.laendlicher-raum.at.
- SAIKKONEN, P. und LÜTKEPOHL, H. (2000): Testing for the cointegrating rank of a VAR process with structural shifts. In: Journal of Business & Economic Statistics 18: 451-464.
- SALAMON, P. (1998): Überlegungen zur Neugestaltung der Milchmarktpolitik der EU. Agrarwirtschaft 47 (8/9): 313-321.
- SCHMIDT, P. und PHILLIPS, P.C.B. (1992): LM tests for a Unit Root in the Presence of a Deterministic Trend. In: Oxford Bulletin of Economics and Statistics 54: 257-287.

THIELE, H. D. (2007): Entwicklung der Milchmarktordnung in Deutschland und Europa seit 1950. In: Deutsche Milchwirtschaft 58 (18): 695-701.

USDA (UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE) (verschiedene Jahrgänge): Dairy Market News. Agricultural Market Service. Internet: <http://www.ams.usda.gov/> AMSv1.0; Zugriff: Juli.2008.

VERBEEK, M. (2005): A Guide to Modern Econometrics, 2.ed.. Wiley: Chichester.

ZMP (ZENTRALE MARKT- UND PREISBERICHTSSTELLE) (Ed) (verschiedene Jahrgänge): ZMP Marktbilanz Milch - Deutschland, Europäische Union, Weltmarkt. Bonn.

Kapitel 6

Potato Prices as Affected by Demand and Yearly Production: A German Perspective

Autoren:

JENS-PETER LOY, SEBASTIAN RIEKERT UND CARSTEN STEINHAGEN

Der Beitrag ist erschienen in:

American Journal of Potato Research

Volume 88, 2011, S. 195-198,
DOI: 10.1007/s12230-010-9176-x

(The final publication is available at: springerlink.com)
<http://rd.springer.com/article/10.1007/s12230-010-9176-x>

Abstract

The demand on the German potato market has been under significant change in the last decades. The use of potatoes has shifted from consumption of table stock potatoes to processed potato products. Pavlista and Feuz (2005) describe the same development for the U.S. potato market and show that the demand has become more elastic after this shift. We test this hypothesis for the German market and find almost the same impact on the elasticity of demand. However, as the German reunification coincides with the shift in demand, its impact is indistinguishable from the underlying hypothesis.

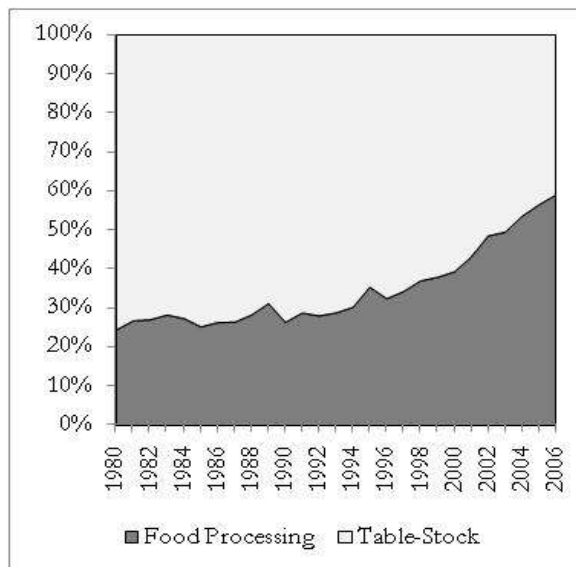
6.1. Introduction

Though most agricultural markets in the European Union are still highly regulated by the Common Agricultural Policy, no interventions are applied to the potato market. Fresh potatoes are perishable products with nearly no carryover stocks between seasons. Thus, potato prices are expected to adjust to short term changes in supply and demand. In a recent AJPR paper Pavlista and Feuz (2005) estimate the impact of the annual U.S. potato production on the domestic prices. They show that the price adjustments have become more elastic through time. Pavlista and Feuz (2005) argue that the expansion of the frozen and fried potato market (processed potatoes) is responsible for the change in the demand elasticity. Processed potato products are less perishable than table-stock potatoes; therefore the demand for processed potatoes might be more price elastic. If the market share of processed potatoes increases, total demand becomes more price elastic. In this paper we follow the analysis of Pavlista and Feuz (2005) for the U.S. market and test the hypothesis of changes in price responsiveness for the German market. We then compare the results for both markets.¹

Germany is the sixth largest producer of potatoes in the world and the leading market in the European Union. Since the 1960's the German per capita consumption has decreased to the actual level of 60 kilograms. As for the U.S. the demand structure has significantly changed from table-stock consumption towards processed potato products. Processed products accounted for around 30 percent of the food potato market in the early 1980's; from 1990 to 2003 the share almost doubled (Figure 1).

¹ In order to test differences between the German and the U.S. market, we also collect the U.S. market data used by PAVLISTA and FEUZ (2005).

Figure 1: Share of processed and table-stock potatoes in the German market from 1980 to 2006



Source: ZMP (various issues)

6.2. Material and Methods

Price and production data is collected for the period from 1980 to 2003 by the former German Zentrale Markt- und Preisberichtsstelle (ZMP, 2008). Production quantities are reported in metric tons and include all reported types and classes except potatoes for starch production.² Prices are reported in Euro (EUR) per metric ton (mt). U.S. data is collected from the USDA Economic Research Service (USDA, 2010). Prices and quantities are reported in U.S. Dollar (USD) per hundredweight (cwt) and hundred weights respectively. The German and the U.S. prices are adjusted to inflation using the respective Gross National Product Price Deflator (2002 = 100; U.S. Bureau of Economic Analysis, 2010 and Statistisches Bundesamt, 2009). In order to investigate the structural break in the demand relationships we employ an approach similar to the analysis of Pavlista and Feuz (2005). However, instead of splitting the sample into two periods 1980-1988 and 1993-2002 and excluding four observations around the breakpoint, our analysis is based on the full sample

² A significant share in the German market is potatoes for starch production which is a separate market. Production is mostly contracted between producers and processors.

from 1980-2003.³ The estimated model specification is a dummy variable approach shown in Equation 1.⁴

$$\text{Price}_t = \alpha + \beta * \text{Production}_t + a * D_t + b * D_t * \text{Production}_t \quad (1)$$

with $D=0$ if $t \in [1980 - 1989]$ and $D=1$ if $t \in [1990 - 2003]$

Equation 1 allows for directly estimating and testing of demand shifts in time. The estimated parameters a and b represent the differences in the intercepts and the slope coefficients before and after the structural break in 1990. The hypothesized increase in the demand reaction to price corresponds to a significant increase of the slope coefficient. In our specification this would be indicated by a significant positive value for the parameter b in Equation 1.

To compare the demand relationships between the U.S. American and the German potato market, it is more appropriate to compare demand elasticities as they are independent of the currency unit and the market volume. As linear demand functions are adequate functional forms for both markets, we calculate elasticities at the subsample means and compare between periods and markets.

6.3. Results

Potato consumption is predominantly affected by domestic production. Carryover stocks are negligible and external trade does not have a significant impact.⁵ In Figure 2 real prices are plotted versus production in domestic currencies and national volume weights. The plotted lines can be interpreted as inverse demand functions (Pavlista and Feuz 2005). At first glance these graphs for the German and the U.S. market look very similar. Prices and production quantities show the expected negative slope coefficients and the relationships seem to become more elastic after the shift in demand in the early 1990's in both markets.

³ We included all available observations up to 2003.

⁴ The structural break is tested with a Max-F-Test approach which supports the hypothesis of a break point in 1990 for the U.S. and the German market.

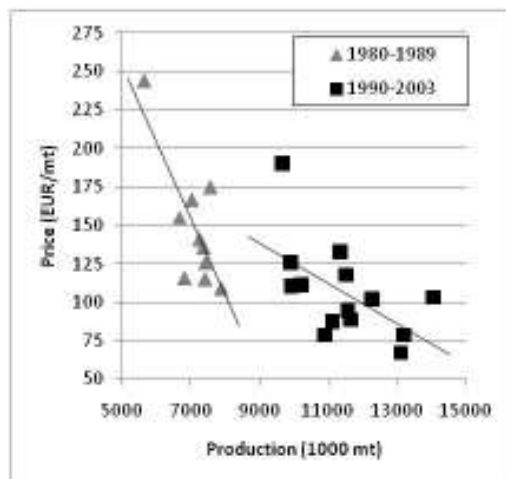
⁵ For the U.S. external trade is negligible. For Germany trade accounts for about 10 % of consumption. However, production and consumption are highly correlated ($r = 0.97$).

6. Potato Prices as Affected by Demand and Yearly Production

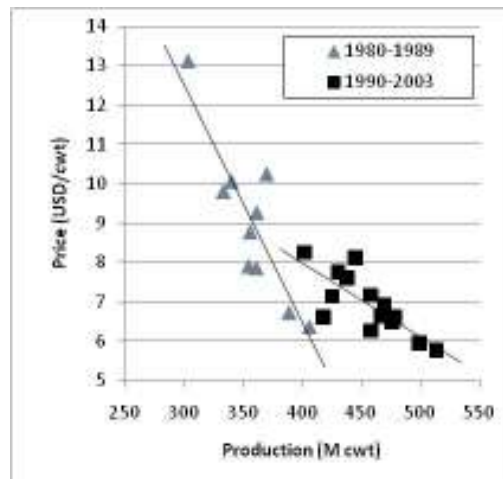
The estimation results for the Equation 1 presented in Table 1 show that prices significantly decrease with increasing volumes in both periods and in both markets.⁶ Between 1980 and 1989 an increase of one thousand metric tons in production causes a price decrease of 0.05 EUR per mt on the German market. After 1990 the price response decreases to 0.013 EUR per mt. The constant term is also significantly decreasing by about 50 %. All structural break parameters are statistically significant. Similar results are obtained for the U.S. market.⁷ The price response estimated for the U.S. market decreases by nearly two thirds. Before 1990 an increase of one million cwt in production causes a price decrease of 0.06 USD per cwt, after 1990 the price response decreases to 0.019 USD per cwt.

Figure 2: German (A) and U.S. (B) potato prices versus production in domestic notation.

(A)



(B)



Source: ZMP (various issues) and USDA (2009).

⁶ The specification of estimated relationship was verified testing for heteroscedasticity and autocorrelation. Tests do not provide evidence for misspecifications. Additionally the examination of the underlying price and production time series indicates stationarity. Detailed results are available on request.

⁷ The repetition of the estimation for the U.S. data produces almost the same results as in PAVLISTA and FEUZ (2005). Results show, that the demand shifted and a structural break can be verified statistically significant in 1990.

Table 1: Estimation results for the German and U.S. market.

	Germany	United States
Intercept	501.92 ** [4.95]	30.038 ** [9.45]
Production	-0.050 ** [-3.50]	-0.060 ** [-6.78]
D	-245.98 * [-2.05]	-14.917 ** [-3.38]
D*Production	0.037 ** [2.40]	0.041 ** [3.69]
R²	0.62	0.83
Note:	t-values are in parantheses; **/* denote 5 and 10 percent significance level	

Source: own calculation.

As prices and volumes are measured in different scales, parameters cannot be directly compared between the German and the U.S. market. We calculate the elasticities at the subsample means for both markets which are presented in Table 2.

Table 2: Elasticities of demand for the German and the U.S. potato markets.

	Germany	United States
Period 1 (1980-1989)	-0.42	-0.40
Period 2 (1990-2003)	-0.71	-0.74

Source: own calculation.

The elasticities at the subsample means differ as expected before and after the structural break and are almost identical between markets in the respective periods. Thus, the German market shows almost the same change in the demand elasticity before and after the break in 1990 as the U.S. market. While the elasticity in the first observation period is -0.4, the demand in the second observation is notably more elastic at -0.7.

6.4. Discussion

The estimated demand functions for potatoes show a structural break in 1990 on the German and the U.S. market. While the demand for potatoes increased, the price adjustments to changes in demand (production) decreased significantly. The demand has become notably more price elastic.

Processed potatoes products can be stored over longer periods of time compared to table-stock potatoes. Thus, if the share of processed potato products increases, the total demand for potatoes might become more flexible. In low price periods for instance more potatoes can be processed and stored. As the use of potatoes has shifted strongly towards processed products in Germany from 1990 onwards, the hypothesis stated by PAVLISTA and FEUZ (2005) for the U.S. market might also be valid for the German market. Estimation results indicate that direction and magnitude of the change in the demand elasticity for potatoes are the same as for the U.S. market. Even though this appears to be strong support for the tested theory, the German reunification in 1990 might as well be considered as a potential cause for the observed developments. As the shift in demand coincides with the German reunification, its impact is indistinguishable from the underlying hypothesis stated by PAVLISTA and FEUZ (2005). A significant part of the total potato market growth is a consequence of the German reunification. Nevertheless, the shift in the demand towards processed (convenience) products is likely to be explained by the increased share of single households and single parents. If this trend continues to hold, producers can expect prices to become more stable and predictable. Thereby production planning might be improved; however, for average yields observed in the past the stabilization of prices led to increased volatility of revenues and thereby to higher financial risks of production.⁸

⁸ If we assume that average yields determine the variation in production, then revenues (yields times prices) indicate a coefficient of variation that almost doubles comparing the sample from 1980 to 1989 with the sample from 1990 to 2003.

6.5. Literature Cited

- BUREAU OF ECONOMIC ANALYSIS (2010): National Economic Accounts - Gross National Product. Available at: <http://www.bea.gov/national/index.htm>. Accessed: 01 February 2010.
- PAVLISTA, A.D. and FEUZ, D.M. (2005): Potato Prices as Affected by Demand and Yearly Production. In: American Journal of Potato Research 82:339-343.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (2009): Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen – Inlandsproduktberechnung. Wiesbaden. Available at: <https://www-ec.destatis.de/>. Accessed 05 February 2010.
- UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE (USDA) (2010): Economic Research Service. U.S. Potato Statistics. Available at: <http://www.ers.usda.gov/Briefing/Potatoes/>. Accessed 18 January 2010.
- ZENTRALE MARKT UND PREIS BERICHTSSTELLE (ZMP) (2008): Marktbilanz Kartoffeln – Deutschland, Europäische Union und Weltmarkt. (english: Potato Market Statistics– Germany, European Union, World). Bonn.

Kapitel 7

Methods for the Analysis of Asymmetric Price Transmission

7.1. Asymmetric Price Transmission

Prices are the drivers of economic activity and of resource allocation. Therefore, a key attribute of functioning product markets is the fact that product prices on different stages of the supply chain and on different regional markets do not behave independently. Thus, the analysis of vertical and spatial price transmission processes has been of significant interest in research on food and agricultural markets (FREY and MANERA, 2007; MEYER and CRAMON-TAUBADEL, 2004). In this context, asymmetries in the price transmission processes are of particular concern as “they may point to gaps in economic theory” and are also often considered “to be evidence of market failure” (MEYER and CRAMON-TAUBADEL, 2004:581).

Arguments supporting the theoretical existence of asymmetries in vertical and spatial price transmission are diverse. Market power (e.g. CRAMON-TAUBADEL, 1998; WARD 1982) and menu costs (e.g. BALL and MANKIW, 1994) are probably two of the most cited ones.¹ Many empirical contributions have found evidence for the existence of asymmetries in numerous analyzed price transmission processes (e.g. GARDNER, 1975; WARD, 1982; KINNUCAN and FORKER, 1987; CRAMON-TAUBADEL, 1998; AZZAM, 1999; PELTZMAN, 2000; ABDULAI, 2002; GOODWIN and PIGGOTT, 2001; FERNÁNDEZ-AMADOR et al., 2010). Following MEYER and CRAMON-TAUBADEL (2004), asymmetries can be defined to be either positive or negative. A positive asymmetry is evident when price Y shows a stronger adjustment in case of an increase of price X compared to a decrease (where price Y is assumed to be dependent on price X).

¹ Further arguments making a case for asymmetric price transmission are internalization of price variations (AZZAM, 1999), inventory management, product shelf life (WARD, 1982), plural pricing in retail assortments (LEVY et al., 1998), (political) market intervention (KINNUCAN and FORKER, 1987), the grade of processing. For a further discussion on types of asymmetry and causes of asymmetric (vertical and spatial) price transmission see chapters 2 and 3 as well as MEYER and CRAMON-TAUBADEL (2004).

Negative asymmetries denote the opposite. Still, the lack of consistent economic explanations for the expected and empirically supported positive and negative asymmetries remains (PELTZMAN, 2000 and ABDULAI, 2007).

The different contributions on asymmetric price transmission and their empirical results are reviewed in FREY and MANERA (2007) and MEYER and CRAMON-TAUBADEL (2004). Additionally, their surveys review the theoretical justifications of asymmetric price transmissions and the different model representations.

Analyzing price transmissions, first studies by WARD (1982) or KINNUCAN and FORKER (1987) have been based on autoregressive distributed lag models, which are originally based on the work of WOLFFRAM (1971) and HOUCK (1977). The idea of the autoregressive distributed lag model is to evaluate the cumulative impact of variations of price X on a respective price Y (FREY and MANERA, 2007). As long as the underlying price series are stationary, the autoregressive distributed lag model is appropriate. If the price series are non-stationary, an estimation of the autoregressive distributed lag model might lead to spurious results (GRANGER and NEWBOLD, 1974). As many time series are integrated by order one $[I(1)]$ and are thus stationary in first differences, a reasonable solution to avoid spurious regressions is to estimate a model in first differences.²

The work of ENGLE and GRANGER (1987) on cointegration and the error correction representation has been an important step in enhancing the investigation of price transmission processes. Cointegration has been defined as the existence of a stationary linear combination (Equation 1) of two non-stationary $[I(1)]$ time series (p_{1t}, p_{2t}) . The definition implies that deviations from this linear combination (μ_t) are stationary $[I(0)]$.

$$p_{1t} = \beta_0 + \beta_1 p_{2t} + \mu_t \quad (1)$$

Testing for cointegration, ENGLE and GRANGER (1987) propose a two step approach. This is first, to estimate the linear combination (Equation 1) and second, to determine the condition of stationarity in the error term (μ_t) .

² For tests on stationarity compare among others SAID and DICKEY (1984); KWIATKOWSKI et al. (1992); PHILLIPS and PERRON (1988) and JOHANSEN (1988).

The latter is based on a quantification of the error process, as it is presented in Equation 2, and a subsequent test of the null hypothesis of a unit root ($\rho = 1$).³

$$\mu_t = \rho\mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Rejecting the null hypothesis of a unit root (non-stationarity) and accepting the alternative ($-1 < \rho < 1$) implies that the error term is stationary and that the non-stationary time series p_{1t} and p_{2t} are cointegrated. Cointegration states that the time series p_{1t} and p_{2t} always adjust towards a long run equilibrium as characterized in Equation 1.

If cointegration holds, ENGLE and GRANGER (1987) proofed the existence of a symmetric error correction representation as in Equation 3. This representation avoids the problem of spurious regression, since the deviations from the linear combination (μ_t) and the lagged price changes ($\Delta p_{1,t-j}, \Delta p_{2,t-j}$) are stationary variables.

$$\Delta p_{1t} = \alpha_0 + \delta\mu_{t-1} + \varphi\Delta p_{2t} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i}\Delta p_{1,t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_{2j}\Delta p_{2,t-j} + v_t \quad (3)$$

The deviations from the linear combination might be interpreted as errors from the long run equilibrium and the caused price adjustments ($\delta\mu_{t-1}$) as error correction. Beside error correction and the implicit long run relationship of the investigated price series (Equation 1: $\mu_t = p_{1t} - \beta_0 - \beta_1 p_{2t}$), the process of price transmission presented in Equation 3 contains a further characteristic - the contemporaneous price adjustment (φ). Thus, the error correction model allows a simple and meaningful interpretation.

The presented linear model of error correction was modified to analyze asymmetric price transmission processes. The first who allowed for asymmetries have been GRANGER and LEE

³ DICKEY and FULLER (1979) propose an alternative test procedure (ADF-test) to test stationarity. The ADF-test is based on a conversion of Equation 2 in the following form: $\Delta\mu_t = \rho'\mu_{t-1} + \varepsilon_t$. The test is based on the null hypothesis of a unit root ($\rho' = 0$) and its alternative of stationarity ($-2 < \rho' < 0$).

The ADF test allows for non-zero mean, by adding a constant, and a trend, by including a trend variable. The test equation might also be augmented with lagged changes of the error term (SAID and DICKEY, 1984). Further information on the test procedure in case of testing cointegration and the belonging critical values can be found in MACKINNON (1994, 2010).

⁴ The error correction model can be estimated in different forms and with different restrictions. The lag-length (m, k) for each set of time series can be determined individually, by criteria such as e.g. Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn.

(1989), presenting a model that differs in error correction depending on the sign of the deviations from the long run equilibrium (Equation 4).⁵

$$\Delta p_{1t} = \alpha_0 + \delta^- \mu_{t-1}^- + \delta^+ \mu_{t-1}^+ + \varphi \Delta p_{2t} + \sum_{j=1}^k \beta_{1j} \Delta p_{1,t-j} + \sum_{l=1}^m \beta_{2l} \Delta p_{2,t-l} + \varepsilon_t \quad (4)$$

The idea has been later extended by CRAMON-TAUBADEL and LOY (1996) by distinguishing additionally between positive and negative contemporaneous and lagged price changes. According to this model, the speed of price adjustments varies in presence of asymmetries depending on the sign of the disequilibria or/and the sign of the contemporaneous and lagged price changes.

Considering asymmetries in the error correction process is in contrast to the traditional concept of cointegration, as it assumes symmetric adjustment of equilibrium errors (Equation 2) (MEYER and CRAMON-TAUBADEL, 2004). This potential inconstancy in analyzing asymmetric price transmission processes has been firstly addressed in the seminal paper on threshold cointegration by BALKE and FOMBY (1997).

BALKE and FOMBY (1997) propose to base the investigation of the equilibrium error on a model specification that differs in adjustment depending on the sign of the equilibrium error. As such threshold cointegration may be quantified based on a one threshold (or two regime) autoregressive model of the equilibrium error (μ_t) (Equation 5). This threshold autoregressive model, whose threshold is a priori set at zero, is consistent with the threshold error correction model presented in Equation 4.

$$\mu_t = I_{t_1} \rho_1 \mu_{t-1} + (1 - I_{t_1}) \rho_2 \mu_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \mu_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (5)$$

where I_{t_1} is an indicator functions such that

$$I_{t_1} = \begin{cases} 0 & \text{if } \mu_{t-1} > 0 \\ 1 & \text{if } \mu_{t-1} \leq 0 \end{cases} \quad (6)$$

⁵ A further example of application can be found in e.g. CRAMON-TAUBADEL (1998).

⁶ The specifications in Equation 5 and 7 are presented with a symmetric lag structure. This is mainly due to the purpose of presentation and can be easily extended to an asymmetric lag structure as presented by BALKE and FOMBY (1997).

Modeling vertical price transmissions the threshold autoregressive model in Equation 5 is more frequently extended to a two threshold (three regime) model as presented in Equation 7, as adjustment of the equilibrium error might differ with its absolute value. Menu costs are an illustrative example, as they might prevent or at least limit the price adjustments as long as potential losses do not exceed the cost of price adjustment (BALKE and FOMBY, 1997; AZZAM, 1999). The model specification in Equation 7 can be easily adjusted in the number of thresholds ($\theta_1, \dots, \theta_n$) and thus, it is appropriate in case of various types of asymmetry under investigation.

$$\mu_t = I_{t_1}\rho_1\mu_{t-1} + (1 - I_{t_1} - I_{t_2})\rho_2\mu_{t-1} + I_{t_2}\rho_3\mu_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_i\mu_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (7)$$

where I_{t_1} and I_{t_2} are indicator functions such that

$$I_{t_1} = \begin{cases} 0 & \text{if } \mu_{t-1} > \theta_1 \\ 1 & \text{if } \mu_{t-1} \leq \theta_1 \end{cases}, \quad I_{t_2} = \begin{cases} 0 & \text{if } \mu_{t-1} < \theta_2 \\ 1 & \text{if } \mu_{t-1} \geq \theta_2 \end{cases} \text{ and } \theta_1 < \theta_2. \quad (8)$$

The conditions satisfying that the error term is a stationary process and thus price series are cointegrated are more complex than in the linear case. The inner regime of a three regime model is theoretically often related to a band of inaction or no response. In this case, the lag polynomial of the inner regime might have a unit root and thus, the process might be unstationary in the inner regime. Based on this BLAKE and FOMBY state, that such a process might be interpreted to return back to an “equilibrium band [...] and not necessarily to an equilibrium point” (BALKE and FOMBY, 1997:632).

The context under investigation can be imprecise about the correct economic specification of the threshold model and accordingly the thresholds can be unknown. As both, the two and the three regime autoregressive models (Equations 5 and 7) might be adequate, the correct number of thresholds needs to be identified. Only on this basis, an appropriate threshold autoregressive model can be chosen to analyze the equilibrium error and finally the price transmission process. Thus, the appropriate model specification is not just a question of threshold cointegration. Furthermore, linearity and the right number of regimes are elementary questions. Several authors addressed the empirical investigation of the correct number of regimes (e.g. TSAY, 1989; HANSEN, 1999; GONZALO and PITARAKIS, 2002 or

STRIKHOLM and TERÄSVIRTA, 2006). This problem and a computational simple testing procedure are considered in more detail in Chapter 7.3 on “*Linearity and the Appropriate Number of Regimes*”.

Testing for threshold cointegration or stationarity of the presented threshold process alternatives arises as special topic. A modification of the standard Dickey-Fuller test allowing for stationarity with asymmetric adjustment can be found in ENDERS and GRANGER (1998). An extension to the ENGLE and GRANGER approach in context of threshold cointegration has been presented by ENDERS and SIKLOS (2001). A more detailed discussion on threshold cointegration and the testing approach by ENDERS and SIKLOS (2001) can be found in Chapter 7.2 on “*Threshold Cointegration*”.

If threshold cointegration holds and the correct number of thresholds or regimes is either known a priori or specified, the existence of a threshold error correction specification is verified and asymmetric price transmission might be quantified based on a threshold error correction representation as in Equation 9. The latter might be extended and restricted as discussed in connection with Equation 4. Indicator functions (I_{t_1} and I_{t_2}) are defined as in Equation 8.

$$\Delta p_{1t} = \alpha_0 + I_{t_1} \delta^- \mu_{t-1} + (1 - I_{t_1} - I_{t_2}) \delta^0 \mu_{t-1} + I_{t_2} \delta^+ \mu_{t-1} + \varphi \Delta p_{2t} \\ + \sum_{j=1}^k \beta_{1j} \Delta p_{1,t-j} + \sum_{l=1}^m \beta_{2l} \Delta p_{2,t-l} + v_t \quad (9)$$

The thresholds in the discussed threshold representations can be estimated using an iterative grid search as it has been proposed by CHAN (1993). The grid search is performed over all potential values or combinations (in multiple threshold case) of a state variable, which is decisive for the allocation in the individual regimes. Considering all potential sets of thresholds, those which minimize the residual sum squares of the underlying threshold model specification are chosen. Thus, computational demand increases exponentially with the number of thresholds. The potential range of thresholds is limited in order to guarantee a minimum of observations in each regime. The regime decisive state variable is commonly chosen to be the error term itself.⁷ The resulting threshold estimates are shown to be super-consistent. For more details on the grid search compare CHAN (1993). Examples of

⁷ Anyhow, it is possible to think of any other explanatory variable as the regime decisive state variable.

application can be found e.g. in ENDERS and SIKLOS (2001), ABDULAI (2002) and FERNÁNDEZ-AMADOR et al. (2010).

So far, all discussed models are presented in a given causality. As such, shocks in one price cause the adjustment of the other price. The author is totally aware that other specifications such as vector autoregressive and vector error correction models exist and are frequently used to analyze symmetric and asymmetric price transmissions. Those models treat 'all' variables as endogenous, do not presume any causality and thus allow for more complex interdependencies. Still, the presented model specifications keep valid as long as the causal direction is given or can be proofed. A second, recent development in the analysis of non-linear (asymmetric) price transmission processes is the investigation using smooth transition models. For more details on those topics compare FREY and MANERA (2007), IHLE and CRAMON-TAUBADEL (2008), IHLE (2009) or HASSOUNEH et al. (2012).

7.2. Threshold Cointegration

Seminal papers on cointegration (e.g. ENGLE and GRANGER, 1987) assume linear adjustment back to the long run equilibrium. In subsequent contributions on the concept of cointegration, this is discussed to show inconsistency against two theoretically discussed and empirically affirmed arguments in favor of non-linear adjustments. First, linearity assumes that the adjustment process is present in every single period. As already mentioned in the discussion on asymmetric price transmission, *inter alia* menu cost might prevent price adjustments and therefore, might allow temporary acceptance of deviations from the long run equilibrium. And second, linearity assumes that economic agents judge deviations from the long run equilibrium equally, regardless of the signs or the absolute values of the deviations. Among other arguments, market power provides an explanation for asymmetric adjustments, as economic agents might show e.g. higher tolerance towards input price decreases compared to increases - with all respective influence on the long run equilibrium (BALKE and FOMBY, 1997; STIGLER, 2010). Both considerations are affirmed by a huge number of contributions providing empirical evidence for the existence of asymmetric price adjustments.⁸

Thus, the paper by BALKE and FOMBY (1997) on threshold cointegration, which accounts for non-linear adjustments in the long run equilibrium, addresses a theoretical inconsistency. This inconsistency is to assume linear cointegration in a first step and estimating an asymmetric threshold error correction model in a second step (MEYER and CRAMONTAUBADEL, 2004). The resolving idea by BALKE and FOMBY is to use a threshold autoregressive model to proof stationarity of the equilibrium error (compare Equation 7). This addresses the above considerations, as the proposed threshold specification is piecewise linear or discontinuous.⁹

Consistently, the question of testing for threshold cointegration arises and a perfect test on threshold cointegration would directly proof the null hypothesis of no cointegration against the alternative hypothesis of threshold cointegration. Unfortunately, a test of this kind imposes two main difficulties (BALKE and FOMBY, 1997; STIGLER, 2010). First, the threshold

⁸ For a detailed overview on contributions and their results in the context asymmetric price transmission compare the survey by FREY and MANERA (2007).

⁹ There might be other interesting specifications than threshold models that are meaningful stationary alternatives to the idea of linear cointegration (see e.g. BALKE and FOMBY, 1997). The drawn argumentation can be easily transferred to asymmetry of the threshold estimates (θ_1, θ_2) in the presented threshold model (Equation 7).

estimates are only present under the alternative hypothesis of threshold cointegration. Thus, thresholds are meaningless under null hypothesis of a unit root. As the thresholds cannot be estimated in this case, the distributions of standard tests get non-standard as they entail the threshold parameters (TONG, 1990; STIGLER, 2010).¹⁰ Second the number of alternative stationary threshold models is large and the conditions ensuring stationarity in the individual threshold alternatives are complex and avoid to test against a general threshold cointegration alternative (BALKE and FOMBY, 1997). Accounting for those problems BALKE and FOMBY (1997) propose a two step procedure testing for threshold cointegration. This is to test first no cointegration against linear cointegration (standard tests on cointegration) and to test second linearity against threshold effects.

The standard tests on linear cointegration do not fail in presence of threshold effects, but the test power might decrease due to the assumption of linearity in the adjustment process. As shown by PIPPENGER and GOERING (1993, 2000), ENDERS and GRANGER (1998) or LO and ZIVOT (2001) it is regardless whether the ENGLE-GRANGER approach (1987)¹¹ or the JOHANSEN-trace test (1988) are applied, since the test power decreases with increasing absolute threshold values. Thus, the proposed testing procedure by BALKE and FOMBY (1997) can be misleading.

An alternative procedure testing for threshold cointegration is proposed by Enders and Siklos (2001). Based on a modified Dickey-Fuller test that considers asymmetric adjustments (ENDERS and GRANGER, 1998), they present an extension of the two step Engel-Granger approach of testing stationarity in the long run relationship. As such, they allow the equilibrium error to be represented by a two regime (or one) threshold autoregressive model as in Equation 10.

¹⁰ Threshold parameters which are only present under the alternative hypothesis are also called nuisance parameters. The problem of inference is also known as Davies-problem. Details can be found in DAVIES (1977, 1987), ANDREWS and PLOBERGER (1994) and HANSEN (1996). It is possible to obtain an empirical null distribution using Monte Carlo Methods in order to circumvent misleading inference (TONG, 1990).

If underlying economic relationship and thus thresholds are known, the problem vanishes. A test for no threshold effects can be performed and standard distribution is valid (STIGLER, 2010).

¹¹ Different test to detect stationarity in the equilibrium error, such as the Augmented-Dickey-Fuller test (ADF; SAID and DICKEY, 1984), the Phillips-Perron test (PP; PHILLIPS and PERRON, 1988) or the Kwiatkowski et al. test (KPSS; KWIATKOWSKI et al., 1992), are considered in the mentioned studies and lead to comparable loss of test power.

$$\Delta\mu_t = I_{t_1}\rho_1\mu_{t-1} + (1 - I_{t_1})\rho_2\mu_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta\mu_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (10)$$

where I_{t_1} is an indicator function such that I_{t_1} equals one if $\mu_{t-1} \leq \theta$ and zero otherwise.¹²

A necessary condition that guaranties stationarity in a threshold autoregressive model is satisfied, if the absolute values of the roots in the outer regimes are less than one. As such, if the outer regimes are stationary the whole process is stationary (TJØSTHEIM, 1990).¹³ PETRUCCELLI and WOOLFORD (1984) and CHAN et al. (1985) derived necessary and sufficient conditions ensuring stationarity: $(-2 < (\rho_1, \rho_2) < 0)$ and $((1 + \rho_1)(1 + \rho_2) < 1)$. As proposed by ENDERS and SIKLOS (2001), the test on stationarity of the long run relationship or threshold cointegration is performed as follows: First, estimation of the long run relationship, second, quantification of the adjustment process to the long run equilibrium (μ_{t-1}) based on Equation 10 and third, test for stationarity based on three hypotheses H1: $\rho_1 = 0$, H2: $\rho_2 = 0$ and H3: $\rho_1 = \rho_2 = 0$.¹⁴ The necessary condition that ρ_1 and ρ_2 have to be negative, can directly be tested by H1 and H2. It is apparent that the larger of the t-statistics (t-max) is more meaningful, as it tests both estimates (ρ_1 and ρ_2) to be negative. Hypothesis H3 leads to rejection if only one of the estimated values is negative and is shown to be useful, because it can have more power than the t-max statistic. Anyhow, it should be applied only in those cases, when the estimated values of ρ_1 and ρ_2 are negative (ENDERS and SIKLOS, 2001).

The problem of non-standard inference, which is caused by the threshold estimates only present under the alternative (Davies-problem), is addressed by ENDERS and SIKLOS (2001) using Monte Carlo experiments in order to derive empirical null distributions. The experiments are based on two random walks as specified in Equations 11 and 12.

¹² ENDERS and SIKLOS (2001) discuss different threshold autoregressive alternatives with known and unknown threshold values and respective implications on the test and the derived test statistics.

¹³ The conditions guaranteeing stationarity in threshold autoregressive models are diverse. For a further discussion compare BALKE and FOMBY (1997) as they discuss additional conditions ensuring stationarity derived by CHAN et al. (1985), where for example the outer regimes indicate non stationary behavior.

¹⁴ Perform diagnostic checking of the residuals (ε_t) and adjust underlying threshold autoregressive model if necessary.

$$x_{1t} = x_{1t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_{1i} \Delta x_{2t-i} + v_{1t} \quad t=1, \dots, T \quad (11)$$

and

$$x_{2t} = x_{2t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_{2i} \Delta x_{1t-i} + v_{2t} \quad t=1, \dots, T \quad (12)$$

where T is the number of observations and v_{1t} and v_{2t} are two uncorrelated sets of normally distributed pseudorandom numbers ($[v_{1t}; v_{2t}] \sim N(0,1)$). Randomizing the start values (x_{1t}, x_{2t} at $t=0$) the next T observations are generated based on specifications (11) and (12) and 50.000 sets of random series were generated. The lag lengths (n) and the lag structures (δ_{1i}, δ_{2i}) have to be chosen separately for each set of critical values derived for the individual context under investigation.

For each set of series (x_{1t}, x_{2t}) a long run equilibrium relationship as in Equation 1 is estimated. Depending on the type of asymmetry under consideration, the behavior of the respective equilibrium error is quantified based on specification as in Equation 10 or the discussed alternatives. As the threshold value is unknown in many cases of economic applications, it needs to be estimated along with the threshold model. This estimation can be based on the grid search proposed by CHAN (1993).¹⁵ For each quantified threshold autoregressive model, the hypotheses H1 to H3 are tested and the belonging t-statistic (t-max) and F-statistic are recorded. The recorded statistics (t-max and ϕ) serve as empirical null distributions and allow deriving one sided critical values at 90 percent, 95 percent and 99 percent.

In case of testing for threshold cointegration, those recorded critical values are compared to empirical values based on testing the hypotheses H1, H2 and H3. Whenever the empirical test statistic exceeds the derived critical values, the null of a unit root is rejected. Tabulated critical values for different two regime threshold models (known and unknown thresholds), different numbers of observations and different lag structures can be found in

¹⁵ The same procedure can be applied in case of known threshold. Solely, the grid search gets needless.

Details on the grid search proposed by CHAN (1993) are discussed in the end of chapter 7.1 on "Asymmetric Price Transmission".

ENDERS and SIKLOS (2001).¹⁶ Additionally, examples of application can be found e.g. in ABDULAI (2002) or HEIMONEN (2006).

The own contribution analyzing vertical price transmission (Chapter 3: *Vertical Price Transmission in Differentiated Product Markets, together with HOLM, T. and LOY, J.P.*) is another example addressing asymmetries in price transmission and the concept of threshold cointegration. As an underlying hypothesis of this paper is that “an increasing potential to manipulate retail prices (market power) goes along with a (positive) dynamic cost pass through” (p. 35) and tests on linearity indicate the existence of a two thresholds, a three regime error correction model (see Equation 9) is applied to quantify the price transmission process.¹⁷ This underlying model allows, as discussed by BALKE and FOMBY (1997) and in Chapter 7.1, for an additional inner regime, which might be taken as potential band of inaction. Testing for threshold cointegration, the problem of linearity addressed above lasts and a three regime (two) threshold autoregressive model (Equation 13) is more appropriate to represent the adjustment process.

$$\Delta\mu_t = I_{t_1}\rho_1\mu_{t-1} + (1 - I_{t_1} - I_{t_2})\rho_2\mu_{t-1} + I_{t_2}\rho_3\mu_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta\mu_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (13)$$

where I_{t_1} and I_{t_2} are indicator functions such that I_{t_1} equals one if $\mu_{t-1} \leq \theta_1$ and zero otherwise and I_{t_2} equals one if $\mu_{t-1} \geq \theta_2$ and zero otherwise.

The conditions ensuring stationarity of Equation 13 are as discussed above. Following CHAN et al. (1985) one necessary and sufficient condition is: $\rho_1 < 0$, $\rho_3 < 0$ and $(1 + \rho_1)(1 + \rho_3) < 1$. The latter allows the inner regime to be non stationary – showing no adjustment (band of inaction). As the discussion shows that standard tests on linear cointegration and the two regime test procedure on threshold cointegration of ENDERS and SIKLOS (2001) might lose power. Intuitively, absolute larger threshold values (θ_1 , θ_2) reduce the probability that the mean reverting nature of a stationary equilibrium error arises.

¹⁶ As discussed in ENDERS and SIKLOS (2001) the inference on individual parameter estimates (e.g. testing symmetry $\rho_1 = \rho_2$) stays problematic (SIKLOS, et al. 2006 or HANSEN 1997); also compare COOK et al. (1999). This is due to the fact, that asymptotic multivariate normality has not been established. Still, they state that there are indications that consistent estimates should establish asymptotic normality. In case of a known thresholds and stationary processes inference is unproblematic.

¹⁷ Details on the topic of testing linearity can be found in chapter 7.3 “Linearity and the Appropriate Number of Regimes”.

Based on those thoughts, the Monte Carlo experiment proposed by ENDERS and SIKLOS (2001) has been extended for the three regime case in order to derive critical values which can be employed in the own investigation (Chapter 3: *Cost Pass Through in Differentiated Product Markets*). The experiment is based on random walks as presented in Equations 11 and 12. The number of observations (T) is set to 208 as in the data set under investigation. The lag length and the lag structure (δ_{1i} , δ_{2i}) are chosen based on the average of the analogous estimated lag structure of the investigated price series.¹⁸ For each of the 50.000 sets of random walks, the long run equilibrium is estimated and the behavior of the belonging equilibrium error is quantified according to Equation 13. The unknown thresholds are estimated according to CHAN (1993). Based on the quantified three regime threshold model, stationarity is tested based on the hypotheses H4: $\rho_1 = 0$, H5: $\rho_3 = 0$ and H6: $\rho_1 = \rho_3 = 0$. The belonging t-statistic (t-max) and F-statistic are recorded and are the fundament of the derived null distributions (t-max* and ϕ^*). The one sided critical values are derived at 90 percent, 95 percent and 99 percent. Those are in case of t-max*-statistic: -1.37, -1.58 and -2.06 at 90, 95 and 99 percent significance level, and in case ϕ^* -statistic: 4.84, 5.84 and 8.15 at 90, 95 and 99 percent significance level.

The test allows, as the two regime version by ENDERS and SIKLOS (2001), to proof the null hypothesis of a unit root directly against a stationary threshold alternative. A non-rejection does not necessarily mean that the underlying series are non-cointegrated, since both hypotheses are based on only one specific stationary threshold alternative and only one single condition ensuring stationarity is tested. Anyhow, due to theoretical consistency in case of inaction-band (three regime threshold model), the application of the three regime version is meaningful as is it addresses a specific and commonly presumed threshold cointegration alternative.

¹⁸ Lag lengths (n) are chosen to be four. Lag structures (δ_{1i} , δ_{2i}) are equal to average of investigated price series: $\delta_{11} = -0.07$; $\delta_{12} = -0.10$; $\delta_{13} = -0.03$; $\delta_{14} = -0.02$ and $\delta_{21} = 0.05$; $\delta_{22} = 0.11$; $\delta_{23} = 0.15$; $\delta_{24} = 0.03$.

Power Tests

Standard tests on linear cointegration can suffer a loss of power in presence of threshold cointegration. Against this background, ENDERS and SIKLOS (2001) perform power tests to compare the power of the derived t-max and ϕ -statistics against the linear, more traditional testing procedure proposed by ENGLE and GRANGER (1987).

Testing power, ENDERS and SIKLOS (2001) generate sets of time series which are a priori known to be threshold cointegrated. Those generated time series are based on the random processes as described in Equations 11 and 12, with the fundamental difference that they are linked by a given long run relationship and an equilibrium error exhibiting threshold behavior as presented in Equation 10. 5.000 sets of those threshold cointegrated time series are generated for various sets of adjustment parameters (ρ_1 and ρ_2) in the underlying threshold autoregressive process.¹⁹ Examining test power, ENDERS and SIKLOS (2001) apply their own testing procedure on threshold cointegration to each individual set of generated, threshold cointegrated time series. They estimate the underlying long run relationship, quantify the threshold autoregressive model (Equation 10) and test the hypotheses H1 – H3 of no cointegration. For a comparison, they additionally perform the Engle-Granger test on linear cointegration to the same set of threshold cointegrated time series. The evaluation of the power tests is based on the percentage of cases in which the null hypothesis of no cointegration is correctly rejected. Hence, the cases of correct rejection of the null hypothesis of no cointegration are recorded for all test statistics (t-max-, ϕ - and Engle-Granger-statistic) at a significance level of 10 percent, 5 percent and 1 percent.

The presented power functions for the case of the discussed, underlying threshold autoregressive model (Equation 10) indicate that the test power of Engel-Granger test exceeds the power of the proposed t-max- or ϕ -statistic. ENDERS and SIKLOS (2001) expected the opposite, as the data generating process is based on the threshold autoregressive model and the test is supposed to gain from the estimation of a correctly specified model for the error process. The results lead to the explanation that the advantage of a correct model specification is offset by the loss of power due to the estimation of an additional coefficient in the threshold autoregressive model (ENDERS and SIKLOS, 2001).

¹⁹ The data generating process is described in more detail in context of the power test on t-max*- and ϕ^* -statistic, which can be found below. Further discussions can be found in ENDERS and SIKLOS (2001) and ENDERS and GRANGER (1998).

The fact that the test power of a traditional, linear Engle-Granger test on cointegration exceeds the power of the t-max- and the ϕ -statistic, inevitably questions the test power of the t-max*- and the ϕ^* -statistic as it is applied in Chapter 3 (*Cost Pass Through in Differentiated Product Markets*), where three regime error correction processes are expected. Therefore, power tests are performed according to the procedure outlined in ENDERS and SIKLOS (2001) in order to examine the performance of the t-max*- and the ϕ^* -statistic.

The threshold cointegrated time series are generated based on random processes, as they are discussed in context of the derivation of t-max*- and ϕ^* -statistic. With respect to the time series under investigation, two different data generating processes are applied to run test power simulations. The data generating process (A) is based on the random processes described in Equation 11 and 12, which are based on standard normal distributed pseudorandom numbers ($[v_{1t}; v_{2t}] \sim N(0,1)$). The data generating process (B) differs in the distribution of the random numbers ($v_{1t}; v_{2t}$), which are also assumed to be normally distributed but with the mean standard deviation of the time series under investigation.²⁰

The random series are linked by a given long run relationship and a three regime threshold autoregressive process of the equilibrium error and thus, are threshold cointegrated. The linkage is based on an inclusion of an error correction term ($\Delta\mu_t$) into one of the random processes (Equation 14 and 15).²¹

$$x_{1t} = \Delta\mu_t + x_{1t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_{1i} \Delta x_{2t-i} + v_{1t} \quad t=1, \dots, T \quad (14)$$

and

$$x_{2t} = x_{2t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_{2i} \Delta x_{2t-i} + v_{2t} \quad t=1, \dots, T \quad (15)$$

²⁰ The standard deviations of the wholesale price and the retail prices of milk (0.05 and 0.14) are used in the data generating processes. Those standard deviations chosen are smaller than in the case of butter products.

²¹ In case of including the error correction term into Equation 15, it has to be the negative error correction term ($-\Delta\mu_t$). This is due to the fact, that the error term is the result of a given causality $x_{1t}(x_{2t})$.

The error correction process ($\Delta\mu_t$) is specified based on a three regime threshold autoregressive model as specified in Equation 13. The underlying long run relationship is specified based on the estimated, average relationship of the sets of time series under investigation in Chapter 3. Hence, it is specified as $x_{1t} = 0.46 + 1.01x_{2t} + \mu_t$. Generating sets of threshold cointegrated time series, the adjustment coefficient of the inner regime (ρ_2) is set to zero, as this reflects the discussed band of inaction and is a frequently observed estimate in the sets of time series under investigation. The adjustment parameters of the outer regimes (ρ_1 and ρ_3) are varied as done by ENDERS and SIKLOS (2001). Test power is also proofed for two additional sets of adjustment parameters, which reflect the maxima and the minima of the adjustments estimated for the times series under investigation in Chapter 3. Those different sets of adjustment parameters in the outer regimes are combined with different sets of threshold values (θ_1 and θ_2) to generate at a minimum 1.000 sets of threshold cointegrated time series each.²² The lag length and the lag structure are specified based on the average of analogous estimated error processes for the sets of time series under investigation in Chapter 3.²³

In order to compare the test power, threshold cointegration is tested in each individual set of threshold cointegrated time series. Hence, after the estimation of the long run relationship and the threshold autoregressive process of the equilibrium error, the hypotheses H4 – H6 of no cointegration are tested based on the t-max*- and ϕ^* -statistic. The Engle-Granger test on linear cointegration is performed for the purpose of comparison. The percentage of instances of a correctly rejected null hypothesis of no cointegration is recorded for each set of threshold values (θ_1 and θ_2) and the underlying, varied adjustment parameters (ρ_1 and ρ_3). The tabulated power functions allow the comparison of the test power between the Engle-Granger test on linear cointegration and the derived three regime test on threshold cointegration.

The results of power simulations based on data generating process (A) are presented in Table 1. The table consists of two different parts (A) and (B) - reflecting different sets of

²² Compared to Enders and Siklos (2001), the number of generated time series for each set parameters is reduced to 1.000, with a corresponding impact on the simulated results. Reduction was made due to increasing computational demand, since each set time series requires the estimation of two thresholds for the error process. The estimation of those threshold is based on the approach of Chan (1993), which becomes computational burdensome with increasing number thresholds.

²³ Lag length (n) is chosen to be four. Lag structure is specified according to the average of the estimated threshold error processes in the data set under investigation. Hence, the coefficients are: $\gamma_1 = 0.03$; $\gamma_2 = 0.02$; $\gamma_3 = 0.05$ and $\gamma_4 = 0.03$.

threshold values used in the data generating process. Part (A) is based on the thresholds $\theta_1 = -0.08$ and $\theta_2 = 0.10$, which reflect the mean absolute threshold estimates in the data set under investigation (Chapter 3). Part (B) reflects the respective absolute maxima, with thresholds of $\theta_1 = -0.17$ and $\theta_2 = 0.20$. The results for the various adjustment parameters (ρ_1 and ρ_3) are presented as in ENDERS and SIKLOS (2001). The adjustment parameters in the end of Part (A) and (B) reflect the discussed maxima and minima of the adjustments estimated for the time series investigated in Chapter 3 ($\rho_1 = -0.32$ and $\rho_3 = -0.18$; $\rho_1 = -0.037$ and $\rho_3 = -0.018$).

Table 1: Power Tests for t-max*- and ϕ^* -Statistic – Data Generating Process (A)

Part A)										
$\theta_1: -0.08$	$\theta_2: 0.10$	The Φ^* -statistic			The t-max*-statistic			The Engle-Granger test		
		ρ_1	ρ_3	10 %	5 %	1 %	10 %	5 %	1 %	10 %
-0.025	-0.05			5.8	4.2	3.1	11.7	6.4	1.0	15.9
	-0.10			8.2	4.7	2.7	20.4	12.7	3.2	16.8
	-0.15			5.3	2.4	0.4	19.5	10.5	2.0	14.2
	-0.20			4.8	1.8	0.3	19.1	11.3	2.1	15.2
	-0.25			5.6	2.2	0.4	28.3	18.6	4.7	17.7
-0.05	-0.10			7.4	3.1	0.2	27.3	14.9	2.9	26.1
	-0.15			9.0	4.4	0.5	35.4	20.9	5.7	27.9
	-0.20			9.7	3.7	0.4	49.3	31.9	7.1	27.9
	-0.25			11.6	4.7	0.7	49.2	33.2	10.1	29.2
-0.10	-0.15			33.3	19.6	3.2	86.4	71.3	32.3	66.8
	-0.20			32.5	18.4	4.2	78.4	60.3	24.7	67.3
	-0.25			35.8	20.3	4.6	82.5	69.5	30.3	68.4
-0.320	-0.180			98.5	95.1	69.1	100.0	99.8	98.4	99.8
-0.037	-0.018			6.0	3.5	0.5	24.7	14.2	2.7	16.9

Part B)										
$\theta_1: -0.17$	$\theta_2: 0.20$	The Φ^* -statistic			The t-max*-statistic			The Engle-Granger test		
		ρ_1	ρ_3	10 %	5 %	1 %	10 %	5 %	1 %	10 %
-0.025	-0.05			6.0	3.3	1.7	19.7	12.1	2.2	15.3
	-0.10			5.3	3.3	1.9	19.2	11.8	1.8	15.6
	-0.15			4.7	2.4	0.3	18.8	11.0	2.6	14.7
	-0.20			5.3	2.4	0.4	19.5	10.5	2.0	14.2
	-0.25			5.0	2.1	0.2	19.9	11.6	2.4	14.8
-0.05	-0.10			9.8	4.1	0.7	43.6	29.2	6.7	26.7
	-0.15			11.8	5.1	0.9	46.7	30.9	9.0	29.2
	-0.20			9.5	4.2	0.7	51.0	34.6	8.2	27.2
	-0.25			10.6	5.7	0.4	53.3	34.7	11.0	29.1
-0.10	-0.15			30.2	15.8	3.1	72.8	56.6	20.9	69.0
	-0.20			37.4	20.7	4.3	84.8	73.2	35.4	69.1
	-0.25			33.3	18.1	3.0	86.3	72.2	33.7	66.1
-0.320	-0.180			98.1	92.4	65.3	100.0	99.9	97.4	100.0
-0.037	-0.018			7.5	2.9	0.5	35.9	22.2	5.0	19.9

Note: Each value indicates the percentage of test resulting in a correct rejection of the null hypothesis of no cointegration. The largest percentages at a significance level of 10 percent, 5 percent and 1 percent are highlighted. Each entry is related to a given set of threshold values (θ_1 ; θ_2) and adjustment parameters (ρ_1 ; ρ_3) in the true cointegrating error process.

Source: own calculations.

The overall result of Table 1 - Part (A) is that the power of the t-max*-statistic exceeds the power of the standard Engle-Granger test and the power of the alternative ϕ^* -statistic. If the true data generating process is for example driven by adjustment parameters of $\rho_1 = -0.10$ and $\rho_3 = -0.15$, the null hypothesis of no cointegration is correctly rejected by the t-max*-statistic at a 5 percent significance level for 71.3 percent of 1.000 sets of threshold cointegrated time series under investigation. The Engle-Granger and the ϕ^* -statistic correctly reject the null hypothesis for those times series at rates of 46.5 and 19.6 percent. Thus, the Engle-Granger and the ϕ^* -statistic are indicated to have lower power than the t-max*-statistic. This result holds for the majority of the proofed sets of adjustment parameters at significance levels of 10, 5 and 1 percent. The absolute test power of all examined test-statistics increases in presence of absolute larger adjustment parameters in the underlying data generating processes. This corresponds to a general expectation, as higher rates of adjustment increase the probability that the mean reverting nature of the processes can be observed and will be correctly identified. The described increase in test power is mostly pronounced in the case of the dominating t-max*-statistic. Thus, the differences in the absolute performance of the three test statistics increase with the presented sets of increasing adjustment parameters. This outlined development in the difference of test power is likely to change, if the true adjustment parameters of the data generating process are sufficiently large. The results obtained in case of the absolute largest adjustment parameters assumed in the data generating process ($\rho_1 = -0.32$ and $\rho_3 = -0.18$) provide indication for this expectation, as all test-statistics do not fail to reject the null hypothesis of no cointegration at a 10 percent significance level.

Part (B) presents the power tests for data generating processes based on larger thresholds. Even though this leads to the expectation that the mean reverting behavior is less likely to arise, a comparison with Part (A) does not show remarkable decreases in the test power obtained. Instead, there are some sets of adjustment parameters that indicate against this expectation to a higher test power in connection with this set of larger thresholds. One example are the adjustment parameters of $\rho_1 = -0.05$ and $\rho_3 = -0.15$ indicating an increase of the rate of correctly rejected null hypotheses at a 10 percent significance level of about 10 percent. Anyhow, those differences cannot be obtained to be regular and thus, they are likely to be driven by the comparable low number of generated sets of cointegrated time series. An increase of the number of time series to 5.000 as done by Enders and Siklos (2001) might allow for a further investigation of those differences. Additionally, the difference in thresholds under investigation is comparably low, which reduces the

probability of differences to be obtained. The overall comparison of Part (A) and (B) leads to the result that there are only minor differences in test power due to the differences in the sets of thresholds investigated.

The data generating process (B) is supposed to be more comparable to the price formation in context of investigation in Chapter 3. This is based on the fact that the generation of the pseudorandom numbers, which cause random price development in the data generating process, has been adjusted using standard deviations comparable to the data set under investigation. Accordingly, price variation causing equilibrium error is supposed to be more comparable to the data set under investigation. A respective second set of power functions using the same sets of thresholds and adjustment parameters as in the first case is reported in Table 2.

These additional results (Table 2) on the test power the ϕ^* -statistic, the t-max*-statistic and the Engel-Granger test are comparable to Table 1. They equivalently indicate that the t-max*-statistic is most powerful in presence of three regime threshold cointegration and that the comparison of the two different sets of thresholds (Part A and B) shows only minor differences, as they are already discussed in connection with the first data generating process. Still, there is one remarkable difference comparing Tables 1 and 2. The results indicate comparably higher test power in case of the data generating process (B) and hence, all test statistics correctly reject the null hypothesis of no cointegration more frequently. This result is likely to be explained by the fact that the pseudorandom numbers are generated with a lower standard deviation. As those random price variations are the drivers of the equilibrium error in the threshold cointegrated set of time series, the equilibrium error is of lower variance. Thus, the equilibrium error is supposed to be more stable and the null hypothesis of no cointegration is more likely to be rejected.

Table2: Power Tests for t-max*- and ϕ^* -Statistic – Data Generating Process (B)

Part A)

$\theta_1: -0.08$ ρ_1	$\theta_2: 0.10$ ρ_3	The Φ^* -statistic			The t-max*-statistic			The Engle-Granger test		
		10 %	5 %	1 %	10 %	5 %	1 %	10 %	5 %	1 %
-0.025	-0.05	14.4	7.4	0.8	47.4	33.0	9.9	30.5	18.2	6.2
	-0.10	15.2	6.5	1.0	51.6	36.9	11.4	32.4	18.4	5.3
	-0.15	13.3	5.3	0.4	51.3	38.3	13.1	33.3	18.9	3.9
	-0.20	13.0	7.0	1.0	48.7	33.1	10.6	27.7	17.1	4.6
	-0.25	13.1	5.6	1.2	46.8	31.9	10.0	29.5	17.4	4.3
-0.05	-0.10	18.9	10.7	1.9	60.1	43.0	14.0	48.4	31.0	9.9
	-0.15	20.6	11.3	1.8	63.8	46.9	16.7	47.0	32.1	9.7
	-0.20	22.0	10.6	1.8	68.2	53.2	21.8	48.4	29.9	9.0
	-0.25	21.7	11.0	1.6	70.3	55.0	21.3	48.4	30.4	8.9
-0.10	-0.15	56.7	38.0	9.7	94.6	86.9	53.6	83.9	68.4	33.4
	-0.20	59.6	40.5	10.3	94.2	87.0	57.5	86.2	71.1	35.5
	-0.25	54.0	36.5	10.0	92.1	82.7	49.0	84.4	68.9	34.2
-0.320	-0.180	99.8	98.7	88.6	100.0	100.0	99.4	100.0	100.0	98.7
-0.037	-0.018	15.6	8.0	1.4	54.1	39.8	14.4	35.2	22.7	6.5

Part B)

$\theta_1: -0.17$ ρ_1	$\theta_2: 0.20$ ρ_3	The Φ^* -statistic			The t-max*-statistic			The Engle-Granger test		
		10 %	5 %	1 %	10 %	5 %	1 %	10 %	5 %	1 %
-0.025	-0.05	8.5	4.0	0.6	36.9	22.4	4.9	32.0	18.2	4.2
	-0.10	10.3	4.6	1.0	46.0	29.4	8.4	28.3	17.1	3.8
	-0.15	12.9	5.9	1.1	48.8	34.1	10.8	30.1	17.9	4.2
	-0.20	11.6	6.1	0.7	48.8	33.5	10.6	29.2	18.0	4.6
	-0.25	13.0	6.6	1.0	51.1	36.4	11.6	31.6	18.5	5.5
-0.05	-0.10	24.1	12.5	1.8	68.2	54.1	22.9	49.5	32.5	10.0
	-0.15	21.2	11.0	1.8	66.8	52.0	19.6	47.5	30.8	9.6
	-0.20	21.2	11.1	1.5	70.2	53.6	20.0	48.6	30.9	8.8
	-0.25	23.9	12.0	0.2	71.4	57.3	23.9	48.9	33.7	9.8
-0.10	-0.15	56.5	36.9	9.0	94.7	87.7	56.0	86.2	69.2	31.8
	-0.20	55.4	35.5	10.8	92.8	85.8	53.9	82.6	65.6	30.9
	-0.25	55.1	34.7	11.3	93.5	85.6	52.6	84.1	67.2	31.3
-0.320	-0.180	99.9	99.2	88.8	100.0	100.0	99.9	100.0	100.0	99.2
-0.037	-0.018	16.2	8.5	1.5	55.6	40.8	14.6	36.5	23.0	7.1

Note: Each value indicates the percentage of test resulting in a correct rejection of the null hypothesis of no cointegration. The largest percentages at a significance level of 10 percent, 5 percent and 1 percent are highlighted. Each entry is related to a given set of threshold values ($\theta_1; \theta_2$) and adjustment parameters ($\rho_1; \rho_3$) in the true cointegrating error process.

Source: own calculations.

The results of the overall power simulations indicate that the power of the t-max*-statistic exceeds the power of the Engle-Granger test on linear cointegration and the one of the alternative ϕ^* -statistic. Thus, the application of the t-max*-statistic is more favorable if three regimes are expected for the error correction process under investigation and threshold cointegration is theoretically consistent. This is especially relevant, if the mean reverting behavior of the true data generating process is comparably low. This result holds for the properties of the time series under investigation in Chapter 3. The test power can be further shown to be dependent of the variance of the price variation in the time series under investigation. In contrast to the results of ENDERS and SIKLOS (2001), the gain of a correctly specified error process seems to compensate the loss of power due to the estimation of the additional coefficients of threshold autoregressive model.

Comparing those results of the power tests to results obtained from literature, two interesting remarks leading to a similar result can be obtained. The first relates to contribution by ENDERS and GRANGER (1998) and their outlined test on stationarity considering asymmetric adjustments, which has been extended by ENDERS and SIKLOS (2001) in order test for threshold cointegration. The power tests comparing the derived test statistics to a standard Dickey-Fuller indicate that the relative power of the derived test statistics increases in presence of a multiple threshold setting. The test power of the standard Dickey-Fuller test is considerably reduced in a three regime setting and the relative test power of the derived test statistic is shown to increase with an increasing asymmetry in the autoregressive coefficients (ENDERS and GRANGER, 1998). This is remarkable as the standard Dickey-Fuller test is simultaneously shown to be more favorable in case of a two regime setting. These results might provide indication for a comparable result as they are generally based on equivalent test setting but still, they are based on testing stationarity of univariate time series models considering asymmetric adjustments and on known thresholds. Thus, they should be considered with care. The same applies to the second remark, addressing a contribution by ENDERS (2001) providing improved critical values on the Engle-Granger unit root test. He presents additional test statistics for the case that the threshold is unknown in a two regime setting. The critical values for this setting are derived based on the grid search as proposed by CHAN (1993) and the results on test power indicate that these critical values exceed the power of a standard Dickey-Fuller test if the asymmetry in the adjustment coefficients is large. If the adjustment coefficients are low, the power of a standard Dickey-Fuller test cannot be exceeded. Anyhow, note that those results are derived for a two regime setting and for the case of testing stationarity in univariate time series and thus, they do not provide any formal evidence. Nevertheless, both remarks provide at least some indication for potential gains of test power in case of a multiple threshold setting and a correctly specified unknown threshold.

The presented results on the test power of the Enders-Granger test extended to a setting where three regimes in the error correction process are investigated leads to the result that $t\text{-max}^*$ -statistic on threshold cointegration has more power than the standard Engle-Granger test on linear cointegration and can be recommended to be applied to the data set under investigation in Chapter 3. Still, note that the derived test statistics are based on the specific properties of the time series under investigation in this chapter. Thus, the results of the test power simulations do not allow for a general recommendation to apply

t-max*-statistic in case three regime threshold cointegration is expected, even though there are remarkable indications that it is able to exceed the power of the standard Engle-Granger test on linear cointegration. Anyhow, those indications should be verified for a more general recommendation, which asks to investigate the test statistics and the respective test power for different lag lengths and lag structures as well as different sets of thresholds. Another potential factor of influence on the test statistics and the test power is the number of observations of the investigated time series which should be reviewed accordingly. The number of replications in testing power is as it is discussed above comparably small and should be increased in order to reduce random variation. All those remarks are connected to further simulations which are under progress - they do not curtail the power results obtained for the specific data set under investigation in Chapter 3.

7.3. Linearity and the Appropriate Number of Regimes

Analyzing price transmission processes, asymmetric behavior is both discussed theoretically and confirmed empirically. In this context, threshold models are a theoretical consistent alternative to represent non-linear or discontinuous processes of price adjustments. A large set of different configurations serves as an alternative to the linear case, differing in the number of regimes, the individual - symmetric or asymmetric - threshold values and the appropriate lag length. As stated by BALKE and FOMBY (1997), they can be also used to quantify the behavior of the equilibrium error of a long run relationship. In this context, they serve as theoretical basis of the concept of threshold cointegration (compare chapters 7.1 on “*Asymmetric Price Transmission*” and 7.2 “*Threshold Cointegration*”).

Despite all those arguments that affirm the application of threshold models and their wide spread empirical applications, the economic context of investigation is frequently imprecise about the appropriate number of regimes or thresholds.²⁴ Thus, applying a threshold model is more than the single question of linearity or non-linearity. It is furthermore necessary to identify an appropriate non-linear specification, as both two and three regime models are theoretically consistent and frequently applied.

As the number of regimes is important in order to quantify an appropriate threshold model, several authors have addressed the question of selecting the number of regimes. TSAY (1989) confirms the need for a threshold autoregressive model based on arranged autoregressions and standard statistics. In case of the location of the threshold variables and the specification of the appropriate number of regimes, he recommends a graphical procedure.

In the case of testing linearity against non-linearity in threshold models, the threshold parameter can be found only in the higher order alternative hypothesis. Thus, the threshold estimates arise as nuisance parameters and cause non-standard inference, as it is discussed in case of threshold cointegration (compare Chapter 7.2. on “*Threshold Cointegration*” – p.138f.). As the number of regimes is commonly determined sequentially (STRIKHOLM and TERÄSVIRTA, 2006), the problem of a nuisance parameter is independent of either

²⁴ The economic context might not be precise about the whole structure of the model, but the remaining components of the threshold model are specified as discussed. As such, the thresholds might be estimated according to CHAN (1993) or the lag length might be adjusted after diagnostic checking of the estimation residuals.

one-regime (H_0 of linearity) against two-regimes (H_1 of non-linearity) or two-regimes (H_0) against three regimes (H_1) are the tested hypotheses.

The procedures developed to detect the correct number of regimes proposed by HANSEN (1996, 1999) and GONZALO and PITARAKIS (2002) account for the problem of nuisance parameters. HANSEN (1999) proposes to use a sequential likelihood ratio type test. The model containing the higher number of regimes is the tested alternative. HANSEN (1999) proposes to use bootstrapped asymptotic null distributions to derive critical values and to circumvent misleading inference (Davies-Problem). GONZALO and PITARAKIS (2002) suggest an alternative sequential testing procedure, which is based on information criteria. Both proposed test procedures are sequential, as they start with a linear model and test it against a higher order two regime model and continue in a second step with the next higher order in testing a two regime against a three regime model alternative. The sequence of tests lasts until the null hypothesis of the lower number of regimes keeps unrejected.

An important condition for the possibility of sequential testing is the fact that the thresholds estimated based on CHAN (1993) are consistent even if a higher number of thresholds is appropriate. Thus, estimating only one threshold in a case where two would be adequate, the identified estimate is consistent as it equals one of the two threshold estimates that would be appropriate. This means that the estimation of thresholds is independent of the number of thresholds and thus, if one threshold is estimated the estimation of a further threshold means to split either the one or the other regime.

The two test procedures by HANSEN (1999) and GONZALO and PITARAKIS (2002) are likely to become computational burdensome, which can be a significant drawback in case of a huge number of time series under investigation. This disadvantage is caused by two reasons: First, the bootstrap proposed by HANSEN (1999) demands for significant computational power and second, each step of both tests requires the estimation of higher order process even if the model with the lower number of regimes is the favorable one. This is due to the fact, that the estimation of the thresholds based on CHAN (1993) increases computational demand exponentially with an increasing number of thresholds.

STRIKHOLM and TERÄSVIRTA (2006) propose a third sequential testing procedure addressing the Davies-problem. The test has two advantages over the characterized alternatives by HANSEN (1999) and GONZALO and PITARAKIS (2002), as it allows for standard statistical inference and as the higher order threshold alternatives need not to be estimated. The

proposed testing procedure is based on smooth transition autoregression representation as presented in Equation 16 (for a three regime case).

$$\mu_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i \mu_{t-i} + G_{t_1}(\mu_{t-1}; \theta_1, \gamma_1) \sum_{i=1}^n \beta_i \mu_{t-i} + G_{t_2}(\mu_{t-1}; \theta_2, \gamma_2) \sum_{i=1}^n \delta_i \mu_{t-i} + \varepsilon_t \quad (16)$$

or alternatively

$$\begin{aligned} \Delta \mu_t = & \left(1 - G_{t_1}(\mu_{t-1}; \theta_1, \gamma_1) - G_{t_2}(\mu_{t-1}; \theta_2, \gamma_2)\right) \sum_{i=1}^n \alpha'_i \mu_{t-i} \\ & + G_{t_1}(\mu_{t-1}; \theta_1, \gamma_1) \sum_{i=1}^n \beta'_i \mu_{t-i} + G_{t_2}(\mu_{t-1}; \theta_2, \gamma_2) \sum_{i=1}^n \delta'_i \mu_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (17) \end{aligned}$$

where G_{t_i} are transition functions determining the change from one regime to another. These functions of transition are determined by a state variable (in this cases: μ_{t-1}), whose value is decisive for placement in the individual regime, by threshold variables (θ_i), which determine the point of transition, and by slope variables (γ_i), which indicate the speed of transition from one regime to another. As such the smooth transition model can “[...] be thought of as a regime-switching model that allows for [three] regimes, associated with the extreme values of the transition function[s] [...], where the transition from one regime to the other is smooth” (DIJK et al., 2002:3).

The functional forms of transition functions (G_{t_i}) can be chosen from a set of alternatives, allowing for different types of smooth transition and thus, regime switching behavior. A common choice is a logistic smooth transition autoregressive model, where G_{t_i} are first order logistic functions as presented in Equation 18 (STRIKHOLM and TERÄSVIRTA, 2006; DIJK et al., 2002).²⁵

$$G_{t_i}(\mu_{t-1}; \theta_i, \gamma_i) = (1 + \exp \{-\gamma_i(\mu_{t-1} - \theta_i)\})^{-1}, \quad \gamma_i > 0 \quad (18)$$

The smooth transition model as presented in Equations 16 is a reasonable approximation of a threshold autoregressive model when the slope coefficient (γ) is reasonably large. This is due to the fact that the transition functions (G_{t_i}) as in Equation 18 converge to indicator

²⁵ A further discussion on alternative transition functions, such as n^{th} -order logistic function or exponential function, can be found in DIJK et al. (2002) or TERÄSVIRTA (2006).

functions (I_{t_i}) as in Equation 8 if the speeds of transition (γ_i) tend towards infinity. Thus, the threshold autoregressive model as in Equation 19 is a special case of the smooth transition model as in Equation 16. If the slope parameters (γ_i) tend towards zero, the transition functions become constants and the smooth transition model reduces to a linear autoregressive model (DIJK et al., 2002).

$$\mu_t = \sum_{i=1}^n \rho_{1i} \mu_{t-i} + I_{t_1} \sum_{i=1}^n \rho_{2i} \mu_{t-i} + I_{t_2} \sum_{i=1}^n \rho_{3i} \mu_{t-i} + \varepsilon_t \quad (19)$$

Given that the threshold autoregressive model arises as a special case of the smooth transition autoregressive model, the sequential testing procedure proposed by Strikholm and Teräsvirta (2006) is based on a test proposed by LUUKKONEN et al. (1988). This test allows testing the hypothesis of linearity directly against a smooth transition autoregression model alternative. The proposed regime selection procedure is sequential, as it starts testing a linear autoregressive model as in Equation 20 against a one regime (logistic) smooth transition autoregression alternative as in Equation 21.

$$\mu_t = \sum_{i=1}^n \rho_i \mu_{t-i} + \varepsilon_t \quad (20)$$

$$\mu_t = \sum_{i=1}^n \varphi_i \mu_{t-i} + G_{t_1}(\mu_{t-1}; \theta_1, \gamma_1) \sum_{i=1}^n \tau_i \mu_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (21)$$

where transition function (G_{t_1}) equals the specification in Equation 18. As the smooth transition autoregressive representation can be understood as a generalization of the threshold model, the test has power also against threshold autoregressive alternatives.

As discussed, linearity arises in the smooth transition representation by setting the slope coefficient at zero ($\gamma_1 = 0$). This restriction is chosen to be the null hypothesis in testing linearity against the two regime alternative. In order to address the problem of the nuisance parameter in the higher order alternative, STRIKHOLM and TERÄSVIRTA (2006) propose to substitute the transition function (G_{t_1}) by its first order Taylor approximation evaluated at ($\gamma_1 = 0$) and to test a hypothesis that is equivalent to $H: \gamma_1 = 0$.

The first order Taylor approximation $T_1(x)$ of a function $f(x)$ centered at value a can be generalized as presented in Equation 22.

$$T_1(x) = f(a) + \frac{1}{1!} \frac{\partial f(a)}{\partial x} (x - a) + R_1(x), \quad (22)$$

where $R_1(x)$ is the remainder, which can be understood as the error between the actual function $f(x)$ and its first order Taylor approximation $T_1(x)$. Based on this general form, first order Taylor approximation of the logistic transition function around ($\gamma_1 = 0$) equals Equation 23. For details on the derivation of the first order Taylor approximation compare Proof 1 at the end of this chapter.

$$T_1(\mu_{t-1}; \theta_1, \gamma_1) = 1/2 + 1/4 (\mu_{t-1} - \theta_1) \gamma_1 + R_1(\theta_1, \gamma_1; \mu_{t-1}) \quad (23)$$

After reparameterization, the substitution of the logistic transition function (G_{t_1}) in Equation 21 by its first order Taylor approximation (Equation 23) results in the linear specification as presented in Equation 24. For details on substitution and reparameterization compare Proof 2 at the end of this chapter.

$$\mu_t = \sum_{i=1}^n \phi_i \mu_{t-i} + \lambda_1 \mu_{t-1}^2 + \sum_{i=2}^n \lambda_i \mu_{t-i} \mu_{t-1} + \varepsilon_t^*, \quad (24)$$

where $\phi_i = \varphi_i + 1/2 \tau_i - 1/4 \gamma_1 \theta_1 \tau_i$; $\lambda_1 = 1/4 \gamma_1 \tau_1$ and $\lambda_i = 1/4 \gamma_1 \tau_i$.

This approximation of the smooth transition autoregression model is a basic element of testing procedure proposed by STRIKHOLM and TERÄSVIRTA (2006). The tested alternative null hypothesis that is equivalent to $H_0: \gamma_1 = 0$ is $H_0': \lambda_1 = \lambda_i = 0$. The test is based on two regressions. The first is to estimate a linear threshold autoregressive model as in Equation 20 and the second is to estimate the approximation of the smooth transition model as in Equation 24. Calculating the residual sum of squares SSR_1 and SSR_2 allows for inference based on F-statistic. The statistic can be computed based on Equation 25, which is approximately $F_{k, T-2k-1}$ distributed under the null hypothesis of linearity.

$$F = \frac{(SSR_1 - SSR_2)/k}{SSR_2/(T-2k-1)} \quad (25)$$

If the null hypothesis of linearity is rejected, a non-linear or two-regime model is more appropriate than a linear model. Investigating the appropriate number of regimes in case of threshold autoregressive models, rejection of the null hypothesis indicates that a two regime threshold model like in Equation 26 is more appropriate than its linear alternative.

$$\mu_t = \sum_{i=1}^n \rho_{1i} \mu_{t-i} + I_{t_1} \sum_{i=1}^n \rho_{2i} \mu_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (26)$$

where I_{t_1} is an indicator function such that I_{t_1} equals one if $\mu_{t-1} \leq \theta_1$ and zero otherwise. The threshold estimate is based on the procedure by CHAN (1993) and is thus super consistent even in a potential model with a higher number of regimes. In this specification the threshold estimate (θ_1) shows the highest rate of convergence and thus, it can be treated as known (STRIKHOLM and TERÄSVIRTA, 2006). Based on this assumption the two regime threshold model (Equation 26) is piecewise linear.

Hence, the subsequent step of testing the two regime threshold model against its higher order three regime alternative can be understood as a test of linearity against non-linearity in either the one or the other linear regime. Based on this thought, the proposed testing procedure by STRIKHOLM and TERÄSVIRTA (2006) is straight forward.

The two regime threshold autoregressive model is tested against its three regime alternative as presented in Equation 19. The basic idea is to substitute the higher order regime by its smooth transition generalization as specified in Equation 27.

$$\mu_t = \sum_{i=1}^n \varphi_{1i} \mu_{t-i} + I_{t_1} \sum_{i=1}^n \varphi_{2i} \mu_{t-i} + G_{t_2}(\mu_{t-1}; \theta_2, \gamma_2) \sum_{i=1}^n \tau_i \mu_{t-i} + \varepsilon_t \quad (27)$$

This generalization allows the application of the testing procedure based on the Taylor approximation as presented above. Thus, the two regime model like in Equation 26 is tested against its three regime approximation presented in Equation 28.

$$\mu_t = \sum_{i=1}^n \phi_{1i} \mu_{t-i} + I_{t_1} \sum_{i=1}^n \phi_{2i} \mu_{t-i} + \lambda_1 \mu_{t-1}^2 + \sum_{i=2}^n \lambda_i \mu_{t-i} \mu_{t-1} + \varepsilon_t^* \quad (28)$$

The test is based on the same null hypothesis of $H': \lambda_1 = \lambda_i = 0$. For application Equations 26 and 28 are estimated and the inference is based on the same F-Statistic as described

above. Discussing the test on a three regime alternative, STRIKHOLM and TERÄSVIRTA (2006) recommend to favor the model with lower number of regimes in case the appropriate specification is uncertain. Hence, testing against more than two regimes, STRIKHOLM and TERÄSVIRTA (2006) propose to adjust the significance level in order to favor the parsimonious model. They leave the final decision about this adjustment to the individual modeler and present their own application with a reduction of the significance level of 50 percent. Based on this adjustment, the null hypothesis of linearity keeps unrejected at a level of significance of 5 percent and rejections does not occur unless a significance level of 2.5 percent is gained.

The same procedure can be applied testing higher number of regimes. Generally, the sequential testing lasts until the null hypothesis of linearity keeps unrejected for the first time. If the null hypothesis of linearity is firstly unrejected, the test indicates that a higher number of regimes is not appropriate.

Proof 1: First order Taylor approximation of transition function (G_{t_i})

The logistic transition function (G_{t_i}) is given by Equation P.1.

$$G_{t_i}(\mu_{t-1}; \theta_i, \gamma_i) = (1 + \exp \{-\gamma_i(\mu_{t-1} - \theta_i)\})^{-1} \quad (\text{P.1})$$

A generalized first order Taylor approximation $T_1(x)$ of a function $f(x)$ evaluated at value a equals the specification as in Equation P.2, where $R_1(x)$ equals a remainder. The latter can be understood as the error of the approximation against the original specification $f(x)$.

$$T_1(x) = f(a) + \frac{1}{1!} \frac{\partial f(a)}{\partial x} (x - a) + R_1(x) \quad (\text{P.2})$$

Thus, the first order Taylor approximation of transition functions (G_{t_i}) centered at $\gamma_1 = 0$, is mainly based on the transition function itself at value $\gamma_1 = 0$ and its first derivative at value $\gamma_1 = 0$. The first derivative of the transition function (Equation P.1) equals specification in Equation P.3.

$$\frac{\partial G(\mu_{t-1}; \theta_i, \gamma_i)}{\partial \gamma_i} = ((\mu_{t-1} - \theta_i) \exp \{-\gamma_i(\mu_{t-1} - \theta_i)\}) (1 + \exp \{-\gamma_i(\mu_{t-1} - \theta_i)\})^{-2} \quad (\text{P.3})$$

Hence, the transition function (Equation P.1) and its first derivative (Equation P.3) at value $\gamma_i = 0$ equal Equations P.4 and P.5.

$$G_{t_i}(\mu_{t-1}; \theta_i, \gamma_i) |_{\gamma_i=0} = 1/2 \quad (\text{P.4})$$

$$\frac{\partial G(\mu_{t-1}; \theta_i, \gamma_i)}{\partial \gamma_i} |_{\gamma_i=0} = 1/4 (\mu_{t-1} - \theta_i) \quad (\text{P.5})$$

Finally, first order Taylor approximation of the transition function (G_{t_i}) evaluated at $\gamma_1 = 0$ is equivalent to the specification in Equation P.6.

$$T_1(\mu_{t-1}; \theta_i, \gamma_i) = 1/2 + 1/4 (\mu_{t-1} - \theta_i) \gamma_i + R_1(\theta_i, \gamma_i; \mu_{t-1}) \quad (\text{P.6})$$

Proof 2: Substitution of transition function (G_{t_1}) by its first order Taylor approximation

The two regime smooth transition autoregression model is given by Equation P.7.

$$\mu_t = \sum_{i=1}^n \varphi_i \mu_{t-i} + G_{t_1}(\mu_{t-1}; \theta_1, \gamma_1) \sum_{i=1}^n \tau_i \mu_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{P.7})$$

The approximation of the transition function (G_{t_1}) by its Taylor approximation (Equation P.6) allows to present Equation P.7 by its approximation in Equation P.8.

$$\mu_t = \sum_{i=1}^n \varphi_i \mu_{t-i} + (1/2 + 1/4 (\mu_{t-1} - \theta_1) \gamma_1) \sum_{i=1}^n \tau_i \mu_{t-i} + \varepsilon_t^* \quad (\text{P.8})$$

where ε_t^* equals $\varepsilon_t + R_1(\theta_1, \gamma_1; \mu_{t-1}) * \sum_{i=1}^n \tau_i \mu_{t-i}$. Transformations as in P.9 and P.10 allow the representation of smooth transition autoregression model by its approximation shown in Equation P.11.

$$\mu_t = \sum_{i=1}^n \varphi_i \mu_{t-i} + (1/2 + 1/4 \gamma_1 \mu_{t-1} - 1/4 \gamma_1 \theta_1) \sum_{i=1}^n \tau_i \mu_{t-i} + \varepsilon_t^* \quad (\text{P.9})$$

$$\begin{aligned} \mu_t = \sum_{i=1}^n \varphi_i \mu_{t-i} + \sum_{i=1}^n 1/2 \tau_i \mu_{t-i} + \sum_{i=1}^n 1/4 \gamma_1 \tau_i \mu_{t-i} \mu_{t-1} \\ + \sum_{i=1}^n 1/4 \gamma_1 \theta_1 \tau_i \mu_{t-i} + \varepsilon_t^* \end{aligned} \quad (\text{P.10})$$

$$\begin{aligned} \mu_t = \sum_{i=1}^n (\varphi_i + 1/2 \tau_i - 1/4 \gamma_1 \theta_1 \tau_i) \mu_{t-i} + 1/4 \gamma_1 \tau_1 \mu_{t-1}^2 \\ + \sum_{i=2}^n 1/4 \gamma_1 \tau_i \mu_{t-i} \mu_{t-1} + \varepsilon_t^* \end{aligned} \quad (\text{P.11})$$

The estimation of the approximation of the smooth transition autoregressive model (Equation P.11) can be based on its reparameterization presented in Equation P.12.

$$\Delta\mu_t = \sum_{i=1}^n \phi_i \mu_{t-i} + \lambda_1 \mu_{t-1}^2 + \sum_{i=2}^n \lambda_i \mu_{t-i} \mu_{t-1} + \varepsilon_t^* \quad (\text{P.12})$$

where $\phi_i = \varphi_i + 1/2 \tau_i - 1/4 \gamma_1 \theta_1 \tau_i$ $\lambda_1 = 1/4 \gamma_1 \tau_1$ and $\lambda_i = 1/4 \gamma_1 \tau_i$.

7.4. References

- ABDULAI, A. (2002): Using Threshold Cointegration to Estimate Asymmetric Price Transmission in the Swiss Pork Market. In: *Applied Economics* 34 (6), pp. 679–687.
- ABDULAI, A. (2007): Spatial and Vertical price transmission in food staples market chains in Eastern and Southern Africa: What is the evidence? FAO. Rome. Available online at: http://www.fao.org/es/esc/common/ecg/494/en/FINAL_AWUDU_PRICE_TRANS_02_04_2007.pdf, checked on 12.04.2010.
- ANDREWS, D. W. K. and W. PLOBERGER (1994): Optimal Tests when a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative. In: *Econometrica* 62 (6), pp. 1383–1414.
- AZZAM, A. (1999): Asymmetry and Rigidity in Farm-Retail Price Transmission. In: *American Journal of Agricultural Economics* 81 (3), pp. 525–533.
- BALKE, N. S. and T. B. FOMBY (1997): Threshold Cointegration. In: *International Economic Review* 38 (3), pp. 627–645.
- BALL, L. and N. G. MANKIW (1994): Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations. In: *The Economic Journal* 104 (423), pp. 247–261.
- CHAN, K. S. (1993): Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model. In: *The Annals of Statistics* 21 (1), pp. 520–533.
- CHAN, K. S.; J. PETRUCELLI; H. TONG and S. WOOLFORD (1985): A Multiple -Threshold AR (1) Model. In: *Journal of Applied Probability* 22 (2), pp. 267–279.
- COOK, S.; S. HOLLY and P. TURNER (1999): The power of tests for non-linearity: The case of Granger-Lee asymmetry. In: *Economics Letters* 62 (2), pp. 155–159.
- CRAMON-TAUBADEL, S. v. (1998): Estimating Asymmetric Price Transmission with the Error Correction Representation: An Application to the German Pork Market. In: *European Review of Agricultural Economics* 25 (1), pp. 1–18.
- CRAMON-TAUBADEL, S. v. and J.-P. LOY (1996): Price Asymmetry in the International Wheat Market: Comment. In: *Canadian Journal of Agricultural Economics* 44 (3), pp. 311–317.
- DAVIES, A. (1977): Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. In: *Biometrika* 64 (2), pp. 247–254.
- DAVIES, A. (1987): Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. In: *Biometrika* 74 (1), pp. 33–43.

- DICKEY, D. A. and W. FULLER (1979): Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. In: *Journal of the American Statistical Association* 74 (366), pp. 427–431.
- DIJK, D. v.; T. TERÄSVIRTA and P. H. FRANSES (2002): Smooth Transition Autoregressive Models - A Survey of Recent Developments. In: *Econometric Reviews* 21 (1), pp. 1–47.
- ENDERS, W. and C. W. J. GRANGER (1998): Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment With an Example Using the Term Structure of Interest Rates. In: *Journal of Business & Economic Statistics* 16 (3), pp. 304–311.
- ENDERS, W. (2001): Improved Critical Values for the Enders-Granger unit-root test. In: *Applied Economic Letters* 8 (4), pp. 257–261.
- ENDERS, W. and P. L. SIKLOS (2001): Cointegration and Threshold Adjustment. In: *Journal of Business & Economic Statistics* 19 (2), pp. 166–176.
- ENGLE, R. F. and C. W. J. GRANGER (1987): Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. In: *Econometrica* 55 (2), pp. 251–276.
- FERNÁNDEZ-AMADOR, O.; J. BAUMGARTNER and J. CRESPO-CUARESMA (2010): Milking the Prices: The Role of Asymmetries in the Price Transmission Mechanism for Milk Products in Austria. Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung. Wien. Available online at: http://www.wifo.ac.at/www/jsp/index.jsp?fid=23923&id=40248&typeid=8&display_mode=2, checked on 08.03.2010.
- FREY, G. and M. MANERA (2007): Econometric Models of Asymmetric Price Transmission. In: *Journal of Economic Surveys* 21 (2), pp. 349–415.
- GARDNER, B. L. (1975): The Farm-Retail Price Spread in a Competitive Food Industry. In: *American Journal of Agricultural Economics* 57 (3), pp. 399–409.
- GONZALO, J. and J.-Y. PITARAKIS (2002): Estimation and model selection based inference in single and multiple threshold models. In: *Journal of Econometrics* 110 (2), pp. 319–352.
- GOODWIN, B. K. and N. E. PIGGOTT (2001): Spatial Market Integration in the Presence of Threshold Effects. In: *American Journal of Agricultural Economics* 83 (2), pp. 302–317.
- GRANGER, C. W. J. and P. NEWBOLD (1974): Spurious Regressions in Econometrics. In: *Journal of Econometrics* 2, pp. 111–120.
- GRANGER, C. W. J. and T. H. LEE (1989): Investigation of production, sales and inventory relationships using multicointegration and non-symmetric error correction models. In: *Journal of Applied Econometrics* 4 (S1), pp. 145–159.

- HANSEN, B. E. (1996): Interference When a Nuisance Parameter is Not Identified Under the Null Hypothesis. In: *Econometrica* 64 (2), pp. 413–430.
- HANSEN, B. E. (1997): Inference in TAR Models. In: *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics* 2 (1), pp. 1–14.
- HANSEN, B. E. (1999): Testing for Linearity. In: *Journal of Economic Surveys* 13 (5), pp. 551–576.
- HASSOUNEH, I.; S. V. CRAMON-TAUBADEL; T. SERRA and J. GIL (2012): Recent Developments in the Econometric Analysis of Price Transmission. Edited by Transparency of Food Pricing Project. Exeter. Available online at: <http://www.transfop.eu/papers/>, checked on 08.02.2012.
- HEIMONEN, K. (2006): Nonlinear adjustment in PPP - evidence from threshold cointegration. In: *Empirical Economics* 31 (2), pp. 479–495.
- HOUCK, J. (1977): An Approach to Specifying and Estimating Nonreversible Functions. In: *American Journal of Agricultural Economics* 59 (3), pp. 570–572.
- IHLE, R. and S. V. CRAMON-TAUBADEL (2008): A Comparison of Threshold Cointegration and Markov-Switching Vector Error Correction Models in Price Transmission Analysis. Proceedings of the NCCC-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management. St. Louis, MO. Available online at: http://www.farmdoc.illinois.edu/nccc134/conf_2008/pdf/confp07-08.pdf, checked on 21.04.2012.
- IHLE, R. (2009): Models for Analyzing Nonlinearities in Price Transmission. Dissertation. Faculty of Agricultural Sciences - Georg-August-Universität. Göttingen.
- JOHANSEN, S. (1988): Statistical analysis of cointegration vectors. In: *Journal of Economic Dynamics and Control* 12 (2-3), pp. 231–254.
- KINNUCAN, H. W. and O. D. FORKER (1987): Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission for major Dairy Products. In: *American Journal of Agricultural Economics* 69 (2), pp. 285–292.
- KWIATKOWSKI, D.; P. C. B. PHILLIPS; P. SCHMIDT and Y. SHIN (1992): Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? In: *Journal of Econometrics* 54 (1-3), pp. 159–178.
- LEVY, D.; S. DUTTA; M. BERGEN and R. VENABLE (1998): Price Adjustment at Multiproduct Retailers. In: *Managerial and Decision Economics* 19 (2), pp. 81–120.

- LO, M. C. and E. ZIVOT (2001): Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment to the Law of one Price. In: *Macroeconomic Dynamics* 5 (4), pp. 533–576.
- LUKKONEN, R.; P. SAIKKONEN and T. TERÄSVIRTA (1988): Testing linearity against smooth transition autoregressive models. In: *Biometrika* 75 (3), pp. 491–499.
- MACKINNON, J. G. (1994): Approximate asymptotic distribution functions for unit-root and cointegration tests. In: *Journal of Business & Economic Statistics* 12 (2), pp. 167–176.
- MACKINNON, J. G. (2010): Critical Values for Cointegration Tests. Department of Economics, Queen’s University. Kingston, Ontario, Canada.
- MEYER, J. and S. v. CRAMON-TAUBADEL (2004): Asymmetric Price Transmission. In: *Journal of Agricultural Economics* 55 (3), pp. 581–611.
- PELTZMAN, S. (2000): Prices Rise Faster than They Fall. In: *The Journal of Political Economy* 108 (3), pp. 466–502.
- PETRUCELLI, J. and S. WOOLFORD (1984): A Threshold AR(1) Model. In: *Journal of Applied Probability* 21 (2), pp. 270–286.
- PHILLIPS, P. C. B. and P. PERRON (1988): Testing for a unit root in time series regression. In: *Biometrika* 75 (2), pp. 335–346.
- PIPPENGER, M. K. and G. E. GOERING (1993): A Note on the Empirical Power of Unit Root Tests under Threshold Processes. In: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 55 (4), pp. 473–481.
- PIPPENGER, M. K. and G. E. GOERING (2000): Additional results on the power of unit root and cointegration tests under threshold processes. In: *Applied Economics Letters* 7 (10), pp. 641–644.
- SAID E. and D. A. DICKEY (1984): Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order. In: *Biometrika* 71 (3), pp. 599–607.
- SIKLOS, P. L.; W. ENDERS and B. FALK (2006): A Threshold Model of Real U.S. GDP and the Problem of Constructing Confidence Intervals in TAR Models. Department of Economics - Wilfrid Laurier University. Waterloo, Ontario, Canada. Available online at: http://www.wlu.ca/documents/22943/E_F_S_12_2006.pdf, checked on 02.03.2011.
- STIGLER, M. (2010): Threshold cointegration: Overview and implementation in R. Revision 3. Available online at: <http://cran.r-project.org/web/packages/tsDyn/vignettes/ThCointOverview.pdf>, checked on 14.12.2010.

- STRIKHOLM, B. and T. TERÄSVIRTA (2006): A sequential procedure for determining the number of regimes in a threshold autoregressive model. In: *Econometrics Journal* 9 (3), pp. 472–491.
- TERÄSVIRTA, T. (2006): Univariate nonlinear time series models. In: Mills, T. and K. Patterson (Eds.): *Palgrave Handbook of Econometrics – Econometric Theory*. 1st Edition. Palgrave Macmillan. New York.
- TJØSTHEIM, D. (1990): Non-linear Time Series and Markov Chains. In: *Advances in Applied Probability* 22 (3), pp. 587–611.
- TONG, H. (1990): *Non-linear Time Series. A Dynamical System Approach*. Oxford University Press. Oxford.
- TSAY, R. S. (1989): Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes. In: *Journal of American Statistical Association* 84 (405), pp. 231–240.
- WARD, R. W. (1982): Asymmetry in Retail, Wholesale and Shipping Point Pricing for Fresh Vegetables. In: *American Journal of Agricultural Economics* 64 (2), pp. 205–212.
- WOLFFRAM, R. (1971): Positivist Measures of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches - Some Critical Notes. In: *American Journal of Agricultural Economics* 53 (2), pp. 356–359.

Kapitel 8

Schlussbetrachtung

Die vorliegende Arbeit besteht aus verschiedenen eigenständigen Beiträgen, die sich der empirischen Untersuchung von Preisbeziehungen widmen. Im Fokus der Betrachtungen stehen dabei die Märkte der Agrar- und Ernährungswirtschaft. Die Mehrzahl der Beiträge fokussiert auf die Preistransmission zwischen verschiedenen Stufen der Wertschöpfungskette, doch auch die Beziehungen von Preisen unter dem Einfluss politischer Preisstützung sind ein Bestandteil dieser Arbeit. Die Fragestellungen zwischen einzelnen Beiträgen sind dabei ebenso unterschiedlich wie die in den empirischen Analysen verwendeten Modellspezifikationen. Die aufgedeckten Interdependenzen zwischen den verschiedenen Preisen bieten dabei je nach Fragestellung interessante ökonomische Implikationen. Die Ergebnisse auf die verschiedenen aufgezeigten Fragen zeigen jedoch häufig auch die Grenzen der verwendeten Ansätze zur Analyse der Preisbeziehungen auf. Zudem werden vielfach mögliche Erweiterungen oder Vertiefungen der durchgeführten Untersuchungen deutlich. Vor diesem Hintergrund sollen die Ergebnisse der einzelnen Beiträge in diesem Kapitel kritisch gewürdigt und Ansätze für mögliche Erweiterungen aufgegriffen und diskutiert werden.¹

Preistransmission für Konsummilch und Butter in den verschiedenen Distributionskanälen des Lebensmitteleinzelhandels

Die Ergebnisse zu den untersuchten Preisbeziehungen zwischen Molkereiabgabepreisen und Verbraucherpreisen für Konsummilch und Butter sind nicht einheitlich. Für Butter können signifikante Asymmetrien in der Preisanpassung identifiziert werden, das Vorzeichen dieser Asymmetrien zeigt, dass sowohl kontemporär als auch langfristig die Anpassung an zu kleine Margen größer ist als an zu große. Für Konsummilch lässt sich

¹ In dem letzten Beitrag in Kapitel 6 handelt es sich um einen Kommentar zu einer Untersuchung aus der Literatur. Der Ansatz und der Rahmen für die Analyse waren daher vorgegeben und werden an dieser Stelle nicht explizit diskutiert.

dieses Ergebnis vom Buttermarkt nicht bestätigen. Auch die vermutete Sonderstellung der Discounter bestätigen die Ergebnisse nicht.

Für den Unterschied zwischen Butter und Konsummilch wird vermutet, dass die Rolle der Konsummilch als Eckprodukt im Lebensmitteleinzelhandel zur Erklärung dieses Ergebnisses beitragen kann. Für weitere interessante Einblicke in die Preisbeziehungen zwischen den Molkereien und dem Lebensmitteleinzelhandel, sollten jedoch produktspezifische Unterschiede stärker berücksichtigt werden, da zum Beispiel zwischen starken Herstellermarken und den auf dem Milchmarkt weitverbreiteten Handelsmarken große Unterschiede zu vermuten sind. Gerade Handelsmarken werden als Produkte mit besonderer Preiswirkung auf den Konsumenten diskutiert und lassen im Kontext der diskutierten Bedeutung von Eckprodukten deutliche Unterschiede vermuten.

Unterschiedliche Kontraktlaufzeiten für Butter und Konsummilchprodukte zwischen Molkereien und dem Lebensmitteleinzelhandel bieten im Nachhinein einen zweiten Erklärungsansatz für die beobachteten Unterschiede. Die Diskussion der vorliegenden Ergebnisse mit Vertretern der Molkereiwirtschaft deutet darauf hin, dass in Zeiten relativ stabiler Rohstoffpreise auf dem Milchmarkt die Kontrakte für Produkte der gelben Linien und von Butter in einer höheren Frequenz verhandelt werden als die Kontrakte für die weiße Linie (Konsummilch). Zeiten volatilerer Preise lassen entsprechend das Gegenteil erwarten (kürzere Kontraktlaufzeiten), sind aber nicht Bestandteil der verwendeten Zeitreihen. Diese Unterschiede in der Frequenz von Preisanpassungen können die Ergebnisse der Analyse beeinflussen und weisen zugleich auf zwei weitere Schwachpunkte des vorliegenden Beitrages hin. Deren Ursache liegt auch in den verwendeten monatlichen Durchschnittspreisen der unterschiedlichen Distributionskanäle. Diese schränken die Interpretation der Ergebnisse stark ein, da zum einen Preisanpassungen im Lebensmitteleinzelhandel mindestens wöchentlich erfolgen und zum anderen die Preisstrategien des Lebensmitteleinzelhandels ketten- oder geschäftsspezifische Unterschiede erwarten lassen.

Auch methodisch sind einige Erweiterungen denkbar, da zum Beispiel die im Zusammenhang mit der Preistransmission vielfach diskutierten Kosten von Preisanpassungen zu Schwellen in der Anpassung von Preisen führen können. Die theoretischen Überlegungen hinsichtlich der Asymmetrie in der Preisanpassung sind dabei durchaus nicht eindeutig, bieten jedoch Ansatzpunkte für eine Verbesserung der Analyse durch die Verwendung von zum Beispiel Threshold oder Markov-Switching Fehlerkorrekturmodellen.

Der Konferenzbeitrag bietet trotz und gerade wegen dieser Vielzahl möglicher Ansatzpunkte zur Verbesserung der durchgeführten Analyse interessante Ergebnisse in Bezug auf die untersuchten Preisbeziehungen zwischen Molkereiabgabepreisen und Verbraucherpreisen. Die identifizierten Asymmetrien zeigen, wenn auch auf aggregierter Ebene, dass sich die Preisanpassung hinsichtlich des Vorzeichens deutlich unterscheidet und dies potentiell Nachteile für die Verbraucher hat. Gleichzeitig unterstreichen die Ergebnisse wichtige Punkte für eine vertiefte Analyse der Preisbeziehungen. Diese bestehen in der Berücksichtigung von produkt- und geschäftsspezifischen Unterschieden, der Verbesserung der Datengrundlage aber auch der Auswahl der verwendeten Modellspezifikation.

**Cost Pass Through in Differentiated Product Markets:
A Disaggregated Study for Milk and Butter**

Der Beitrag in Kapitel 3 widmet sich mit der Untersuchung der Weitergabe der Produkteinstiegspreise an den Verbraucher bei Konsummilch und Butter einer sehr vergleichbaren Fragestellung. Neuere Preisdaten auf Basis von Scannerdaten des Lebensmitteleinzelhandels erlauben dabei eine Analyse der Preisbeziehungen auf Basis einzelner Produktpreise in einzelnen Geschäften. Die in diesem Datensatz enthaltenen Informationen über die Produkte und die Geschäfte werden im Zuge einer zweistufigen Schätzung für eine größere Analysetiefe genutzt.

Eine wesentliche Voraussetzung für die Untersuchung der Preisbeziehungen auf Basis der angewandten Threshold Fehlerkorrekturmodelle ist die Eigenschaft der Kointegration. Die Anwendung des in Kapitel 7 diskutierten, erweiterten Tests auf Threshold Kointegration bildet hier eine wesentliche Grundlage für die durchgeführten Analysen, da Standardtests auf lineare Kointegration diese Eigenschaft vor dem Hintergrund von Threshold-Effekten nicht bestätigen.² Auch der durchgeführte Test auf die Anzahl der Regime leistet einen wesentlichen Beitrag zur Auswahl des geeigneten Analyserahmens. Für die Mehrzahl der untersuchten Preisbeziehungen kann die Hypothese der Linearität zugunsten von drei Regimen abgelehnt werden. Die Ergebnisse der auf dieser Basis verwendeten Threshold Fehlerkorrekturmodelle zeigen insgesamt deutliche Asymmetrien zwischen den äußeren Regimen. Die Anpassung an das langfristige Gleichgewicht ist abhängig von der absoluten Größe der beobachteten Abweichungen. Zusätzlich werden negative Abweichungen schneller angepasst als positive. Absolut kleinere Abweichungen (inneres Regime) hingegen

² Die in Kapitel 7 diskutierten Ergebnisse zur Power dieses Tests zeigen im Fall von Threshold-Effekten, dass dieser Test einem Engle-Granger Test auf lineare Kointegration überlegen ist.

zeigen keine signifikanten Anpassungen an das langfristige Gleichgewicht, was zunächst mit theoretisch vorhandenen Kosten der Preisanpassung erklärt werden kann. Eine genauere Betrachtung zeigt jedoch, dass sich eine höhere Toleranz gegenüber zu großen Margen beobachten lässt, die aus theoretischer Sicht mit höheren Kosten der Preisanpassung bei positiven Abweichungen verbunden wäre.

In einem zweiten Schritt der Analyse werden produkt- und geschäftsspezifische Unterschiede deutlich. Im Fall von Discountern kann gezeigt werden, dass diese insgesamt auf einem geringeren Preisniveau anbieten und eine geringere Toleranz gegenüber Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht besteht. Bei der Einordnung dieser Ergebnisse ist wichtig zu beachten, dass der Datensatz keine Preisdaten der „Hard-Discounter“ Aldi und Lidl enthält. Das Ergebnis für Handelsmarken ist mit stärker ausgeprägten Anpassungen an das langfristige Gleichgewicht und auf niedrigem Niveau nur geringen Preisunterschieden zwischen den verschiedenen Distributionskanälen vergleichbar. Der Vergleich der betrachteten Produkte zeigt schnellere Preisanpassungen im Fall von Butter.

Die untersuchten Marktcharakteristika lassen deutliche Unterschiede in Bezug auf die Preisanpassungsprozesse erkennen. Gemeinsam mit der ökonomischen Beurteilung führen sie zu interessanten Ergebnissen hinsichtlich des vermuteten Einflusses von Marktmacht. Zunächst aber zeigt sich eine allgemein relativ geringe ökonomische Bedeutung der ermittelten Asymmetrien, da diese aufgrund der beschriebenen Toleranz gegenüber „kleineren“ Abweichungen erst bei großen Preisänderungen überhaupt den Prozess der Preisanpassungen beeinflussen und viele Produkte zusätzlich eine hohe kontemporäre Anpassung an sich ändernde Preise aufweisen. An dieser Stelle wird die Relevanz für eine ökonomische Beurteilung der ermittelten Asymmetrien deutlich, denn insbesondere für den Fall von drei Regimen können statistische und ökonomische Bedeutung offensichtlich divergieren.

Vor dem Hintergrund des vermuteten Einflusses von Marktmacht ist der Vergleich unterschiedlicher Produkte von besonderem Interesse. Er zeigt, dass starke Marken anstatt mit Asymmetrien eher mit großen Margen und einer langsamen Preisanpassung in Verbindung gebracht werden können. Produkte mit kleineren Margen zeigen eher einen ökonomisch bedeutenden Einfluss der ermittelten Asymmetrien. Dieses Ergebnis liefert einen interessanten Hinweis auf die Bedeutung von Marktmacht, da diese häufig mit verzögerten Preisanpassungen zu Lasten der Verbraucher in Zusammenhang gebracht werden. Folgt man der Hypothese, dass starke Marken Marktmacht besitzen so, lässt sich

dieser Zusammenhang an dieser Stelle nicht bestätigen. Gleichzeitig scheint es für die Validierung dieses Ergebnisses wichtig, den tatsächlichen Einfluss von Marktmacht auf die Höhe der Marge starker Marken näher zu untersuchen. In diesem Zusammenhang stellt sich zum Beispiel die Frage zu welchem Anteil höhere Margen starker Marken auch durch höhere Kosten der stärkeren Marke verursacht sein können.

Price Transmission and Local Market Power: Empirical Evidence from the Austrian Gasoline Market

Für die Untersuchung der Preisbeziehungen zwischen dem Rohölmarkt und den Kraftstoffpreisen an österreichischen Tankstellen und des Einflusses lokaler Marktmacht auf die einzelnen Faktoren dieser Preisbeziehungen wird ein mit dem Beitrag in Kapitel 3 vergleichbarer Analyserahmen gewählt. Die täglichen Preisnotierungen für die große Anzahl einzelner Tankstellen bieten dabei die Möglichkeit für eine differenzierte Analyse und reduzieren das Problem möglicher Fehlinterpretationen aufgrund von aggregierten Daten.

Die Diskussion lokaler Marktmacht und die Marktbeschreibung lassen vermuten, dass die Kraftstoffpreise asymmetrische Anpassungen an sich ändernde Rohölpreise aufweisen. Einen konkreten Hinweis auf einen geeigneten Analyserahmen bieten diese Überlegungen jedoch nicht. Die durchgeführten Tests auf Linearität und eine geeignete Anzahl von Regimen bieten daher eine gute Grundlage für eine fundierte Auswahl eines geeigneten Fehlerkorrekturmodells. Die Ergebnisse auf Basis einer Analyse mit drei Regimen zeigen für relativ kleinere Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht geringere Anpassungen als für relativ größere Abweichungen. Die in diesem Zusammenhang ermittelten Grenzen sind relativ symmetrisch und zeigen, dass absolute Abweichungen in der Größenordnung von im Mittel 1,6 Eurocents länger toleriert werden als absolut größere Abweichungen. Der Einfluss von Kosten der Preisanpassungen kann an dieser Stelle einen geeigneten Erklärungsansatz bieten.

Ein signifikanter Unterschied zwischen der Anpassung an langfristig zu große und zu kleine Margen kann nur für wenige Zeitreihen gezeigt werden. Aufschlussreichere Ergebnisse liefert in diesem Zusammenhang die durchgeführte Querschnittsanalyse. Die Indikatoren lokaler Marktmacht zeigen einen signifikanten Einfluss auf die durchschnittlich erzielte Marge und die durchschnittliche Anpassungsgeschwindigkeit an das langfristige Gleichgewicht. Faktoren lokaler Marktmacht wie die Entfernung zum nächsten Mitbewerber, die Dichte der Mitbewerber im Umfeld und eine exponierte Lage besitzen einen positiven Einfluss auf die Möglichkeit höhere Margen durchzusetzen und langsamere

Anpassungen an das langfristige Gleichgewicht vorzunehmen. Ein Einfluss dieser Faktoren auf den Umfang der beobachteten Asymmetrie kann jedoch nur bedingt gezeigt werden. Einzig eindeutiger Indikator ist eine geringere Toleranz gegenüber langfristig zu kleinen Margen (Zunahme der Asymmetrie bei den Grenzen des inneren Regimes). Auch an dieser Stelle sollte der Zusammenhang zwischen dem Einfluss von lokaler Marktmacht und der Möglichkeit höhere Margen durchzusetzen im Zusammenhang mit Kostenunterschieden näher untersucht werden.

Preissenkung und Kompensation auf dem EU-Milchmarkt

Der Beitrag analysiert den Einfluss der reduzierten Preisstützung im Zuge der Reform der gemeinsamen Marktordnung Milch im Jahr 2003 auf den Milchauszahlungspreis und den Umfang der Kompensation durch die zum Ausgleich der reduzierten Preisstützung gezahlten „Milchprämie“. Einfache Preisvergleiche zwischen den Milchauszahlungspreisen vor und nach der Reform zeigen für den Zeitraum 2004-2008, dass diese nicht im Umfang der gezahlten Prämie gefallen sind. Dieser Vergleich vernachlässigt jedoch den Einfluss der Intervention und der Exporterstattungen als den zwei Säulen der Marktpreisstützung sowie nicht reformbedingter Änderungen der Weltmarktpreise. Eine Beurteilung der Kompensationszahlung anhand der Senkung der Interventionspreise führt zu einem gegenteiligen Ergebnis und zeigt, dass die gezahlte Prämie eine Reduktion des Marktpreises in diesem Umfang nicht kompensiert. Eine genauere Betrachtung zeigt jedoch, dass die Interventionspreise sowohl vor als auch nach der Reform die Preisentwicklung im Inland nur unzureichend darstellen. Dies entspricht der Funktion der Interventionspreise als fester Preisuntergrenze und zeigt, dass diese nur mit Einschränkungen für die Bewertung oder die Festlegung der Kompensationszahlungen geeignet sind.

Die auf der Basis der vektorautoregressiven Fehlerkorrekturmodelle durchgeführten Analysen der Exportkonditionen zeigen, dass dieses zweite Instrument vor der Reform einen deutlich stärkeren Einfluss auf die Preisentwicklung im Inland besitzt. Die identifizierten Beziehungen zwischen Inlandspreisen, Exporterstattungen und Weltmarktpreisen zeigen, dass die Exportkonditionen den Inlandspreis langfristig eins zu eins widerspiegeln. Eine entsprechende Berücksichtigung dieses Einflusses auf den Preisrückgang im Zuge der Reform ist damit eine wichtige Erweiterung für eine geeignete Beurteilung des Umfanges der gezahlten Kompensation. Eine entsprechende Simulation der Fortführung der Exporterstattungs politik von vor 2003 und die auf dieser Basis ermittelte Preisrückgänge im Zuge der Reform führen zu dem Ergebnis, dass die gezahlte

Kompensation nur etwa die Hälfte des durch die Reform hervorgerufenen Preisrückganges kompensiert hat.

Dieser Preisvergleich hat trotz der expliziten Berücksichtigung des Einflusses von Exporterstattungen und Weltmarktpreisen und der Tatsache, dass die Exportkonditionen den Inlandspreis langfristig gut widerspiegeln, den Schwachpunkt, dass nur bedingt berücksichtigt wird, dass die Preisstützung auf dem Milchmarkt mit den Interventionspreisen und den Exporterstattungen auf zwei unterschiedlichen Säulen beruht. Die anzunehmende Interaktion zwischen der Höhe des Interventionspreises und der Höhe der Exporterstattungen könnte dazu führen, dass die Anpassung der Exporterstattungen von dem Abstand der Exportkondition zu dem durch Interventionspreis definierten Niveau der Preisstützung abhängt. Andere Ansätze zur Analyse von Preisbeziehungen wie die Schätzung von Threshold- oder Tobit-Modellen könnten diesem Aspekt besser Rechnung tragen. Die weitere Untersuchung der Preisbeziehungen unter Anwendung vergleichbarer Modelle kann zu einer Validierung der in Bezug mit der Reform ermittelten Preisrückgänge beitragen.

Kapitel 9

Summary

Prices are known to carry significant amounts of information about markets. Hence, empirical investigations of price relationships can provide insights to the relationships between differentiated product markets. This cumulative dissertation contains five articles mainly focusing on the empirical investigation of price relationships on food and agricultural markets.

The different empirical contributions pursue different objectives in analyzing the respective price relationships. The first objective is to evaluate vertical price transmissions with respect to market power (chapters 2 to 4), the second is to answer a specific question by analyzing the relationships between different prices under the influence of political price support (chapter 5). The chapter 6, as a comment to an article from literature, looks at price reaction on shifts in supply and demand. Methodical aspects of the analysis of asymmetric price transmissions are discussed in chapter 7 together with two tests on time series properties and on appropriate model specification.

Market failures are often discussed to be the cause of asymmetries in price transmission processes and hence, they are frequently addressed in empirical investigations on price transmission processes. Insights into those price relationships provide information on the extent and the speed of price transmissions. The analyses of vertical price transmissions in chapters 2 to 4 are performed on a retail format, a product or a store specific level. The article in chapter 5 provides insight into the relationship between domestic prices and political price support. The article in chapter 6 is not directly related to price relationships but provides insights into agricultural markets.

Preistransmission für Konsummilch und Butter in den verschiedenen Distributionskanälen des Lebensmitteleinzelhandels

The focus of this first article (chapter 2) is on the price transmission between the wholesale and retail prices for milk and butter. The purpose of the analysis is to quantify the extent

and the speed of the price transmission processes. Additionally, investigations are aimed at evidence of asymmetric price adjustments and at differences between the retail formats under consideration. Discounters are hypothesized to show significant asymmetries in price adjustment as they are presumed to have market power. The analysis is based on separate error-correction models for the different products and retail formats. According to the chosen model specification, the influences of price changes and error corrections are investigated with respect to their sign. The results indicate significant asymmetries in short and long run price adjustments in case of butter. The estimated adjustments in case of milk do not provide evidence for significant asymmetries. Instead, they show a relatively high contemporaneous price adjustment. For milk, those results are likely explained by the fact that consumers are highly sensitive to prices of milk. According to this fact, it can be hypothesized that retailers are forced to higher price adjustments if price sensitivity is high. The quantified price transmission processes do not show differences between the three retail formats under investigation and thus, there is no evidence for outstanding price transmissions in case of Discounters.

Cost Pass Through in Differentiated Product Markets: A Disaggregated Study for Milk and Butter

During the food price crisis of 2007/08 retailers are frequently claimed to use asymmetric cost pass through to increase their margins. In the second article (chapter 3), variations in cost pass through between wholesale and retail prices for differentiated products at individual retail outlets are analyzed. The underlying hypothesis is that retailers use asymmetric price adjustments to increase their margins. The investigation cost pass through is based on individual products (brands) of milk and butter.

Two pre-tests on time series properties and on model specifications are applied. The first is a test on threshold cointegration, which is extended to a three regime case. The second test focuses on an appropriate model specification and tests on linearity and the appropriate number of regimes in the investigation of price transmission processes, which is done in extension to the most previous studies. The described tests indicate that the time series are threshold cointegrated and that the error correction process contains three regimes. Based on those results, the variations in product individual cost pass through are quantified using three regime error-correction models. In the second step of the investigation, the coefficient estimates of quantified transmission processes are used in an estimated

dependent variable regression in order to identify product, brand and store specific effects on cost pass through.

The results of the estimated error-correction models show significant asymmetries. Negative deviations from the long run margin are adjusted significantly faster than positive deviations. A comparison of milk and butter shows higher price adjustments in case of butter products, especially contemporaneous adjustments are high. The inner regime shows tolerance against relatively lower deviations from the average margin, as it shows low rates of adjustments. Interestingly, thresholds determining the ‘tolerance band’ are also asymmetric and indicate a higher tolerance against positive deviations (larger positive thresholds). Product and store specific differences show that private labels are sold with lower margins and show minor differences between different store formats. Compared to other store formats, Discounters operate with lower margins and show smaller bands of tolerance to deviation from the long run margin.

Though there are significant asymmetries, their economic impact is offset by large thresholds and minor adjustments in the inner regime (high tolerance against relatively ‘small’ deviations). Large contemporaneous adjustments contribute to this minor economic impact. Interestingly, this result is especially valid for strong brands, which were presumed to have market power. Instead of using asymmetric cost pass through, they enforce significant mark ups and show comparably slow price adjustments.

Price Transmission and Local Market Power: Empirical Evidence from the Austrian Gasoline Market.

The claim that gasoline retailers are powerful and use their market power to expand their margins by transmitting crude oil prices incompletely and asymmetrically is the background of the analysis in this article (chapter 4). The distance to the next gas station and the costs of searching for prices of competing stations are likely to be key determinants for the choice of a gas station. Hence, the spatial location of individual stations and its competitors are a component of the supposed (local) market power. The purpose of this article is the investigation of variations in price transmission between Austrian gas stations and the evaluation of the influence of characteristics of local market power on the individual price transmission processes.

Though, the context of investigation provides indications for local market power and on asymmetric price transmissions, it is imprecise about the appropriate model specification for the analysis of price transmission. Thus, linearity and the number of regimes are tested.

Finally, the individual price transmission processes are analyzed based on a three regime error-correction model, which results from the tests stated above. In a second step, the variation in price transmissions between individual gas stations is investigated for the influence of local market power. Indicator variables of market power like the distance to the next competitor, the number of competing gas stations in a radius of 10 kilometers and whether the gas station is located at a highway are applied in this second step of the investigation.

The results show a band of slow adjustments to relatively small deviations from the average margin. The coefficients of adjustments for absolute larger deviations from the long run equilibrium indicate faster adjustments if the margin is below its long run equilibrium compared to the case it is above. Still, significant differences can be found only for a small number of gas stations. Thus, there is only weak evidence that retailers apply asymmetric adjustment to expand their margins.

The results of second step of the investigation do not provide evidence that the small number of observed asymmetries is related to local market power. But the results clearly indicate that local market power allows to charge higher prices and to expand the average long run margin. Additionally, the results indicate that an increasing number of competitors in the direct environment increases the speed of price transmissions.

Preissenkung und Kompensation auf dem EU-Milchmarkt

The contribution in chapter 5 investigates the influence of the 2003 reform of the Common Agricultural Policy on European dairy sector. The level of price support has been continuously reduced starting in 2004 by cutting the intervention prices for milk and butter. With decreasing milk prices, farmers started to protest against low price levels and their losses of income. In this discussion ignores the compensation payments farmers received due to the intervention price cuts are often ignored. Hence, the purpose of this paper is to investigate the extent the income reduction for dairy farmers is covered by the compensation payments. Against this background, it is of significant interest that the price support is based on two pillars. Beside intervention prices, the paid export refunds and the corresponding influence of world market prices need to be considered, as they are likely to influence domestic prices.

The price support is based on the products butter and skim milk powder and accordingly, the investigation is based on the domestic product price for butter and skim milk, their

intervention prices, the export refunds paid for those products and their prices on the world market. The relations between those different factors of price support are investigated based on vector error correction models.

The results show that world market prices and added export refunds reflect the domestic price development in a long run perspective, which is in contrast to the intervention prices. The latter are a fixed safety net for the price level and less suitable to reflect the domestic price development. Hence, simple price comparisons between prices prior to and after implementation of the reform are misleading, as they ignore the influences of the world market prices and the respective export refunds paid. A consideration of the relationship between export refunds and world market prices prior to reform leads to a more appropriate investigation on the reforms' price impact. The evaluation of the extent the milk price reductions are covered by the compensation payments with respect to the former export refund policy leads to the result that farmers are not fully compensated. Finally, the results clearly indicate that a fixed compensation payment causes high variance on the extent of compensation.

Potato Prices as Affected by Demand and Yearly Production: A German Perspective

The demand for potatoes on the German market has changed during the last decades. It shifted from the consumption of table stock potatoes to the use in food industry (processed potatoes). A similar development has been investigated and discussed for U.S. American market, showing an increased elasticity of demand. The contribution in chapter 6 comments on this discussion and investigates the elasticity of demand for the German market. Interestingly, similar results are obtained for the U.S. and the German market. Still, German reunification and the shift in demand coincide and do not allow separating those two impacts.

Lebenslauf von Carsten Steinhagen

Persönliche Daten

10.02.1984 geboren in Kassel (Hessen)
Staatsbürgerschaft: deutsch

Tätigkeiten

seit 11.2008 Promotion am Lehrstuhl Marktlehre
des Instituts für Agrarökonomie
der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel.

Studium

09.2006 - 11.2008 Studium der Agrarwissenschaften
Christian-Albrechts-Universität zu Kiel
Master of Science
Agrarökonomie

08.2006 - 01.2007 Swedish University of Agricultural Sciences
Uppsala, Schweden
Auslandsemester

10.2003 - 08.2006 Studium der Agrarwissenschaften
Christian-Albrechts-Universität zu Kiel
Bachelor of Science
Agrarökonomie und Agribusiness
staatlich anerkanntes Gymnasium in Kassel

Kiel, im Juli 2012

